



**HAL**  
open science

# Transmission des chocs sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM : cas de la crise de l'euro

Oussama Kchaou

► **To cite this version:**

Oussama Kchaou. Transmission des chocs sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM : cas de la crise de l'euro. Gestion et management. Université de Picardie Jules Verne, 2021. Français. NNT : 2021AMIE0013 . tel-03696681

**HAL Id: tel-03696681**

**<https://theses.hal.science/tel-03696681>**

Submitted on 16 Jun 2022

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

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



# Thèse de Doctorat

*En Sciences de Gestion*

*Spécialité : Finance*

présentée à l'Ecole Doctorale en Sciences Humaines et Sociales

**de l'Université de Picardie Jules Verne**

par

**Oussama KCHAOU**

pour obtenir le grade de Docteur de l'Université de Picardie Jules Verne

***Transmission des chocs sur les marchés des dettes  
souveraines de l'UEM : cas de la crise de l'euro***

**Soutenue le 01 juin 2021, après avis des rapporteurs, devant le jury d'examen :**

**M<sup>me</sup>. Loredana URECHE-RANGAU** (Professeure, UPJV, Présidente du jury)  
**Mr. Mohamed El Hedi AROURI** (Professeur, Université Côte d'Azur, Rapporteur)  
**Mr. Duc Khuong NGUYEN** (Professeur, IPAG Business School Paris, Rapporteur)  
**Mr. Éric SÉVERIN** (Professeur, IAE Lille, Examineur)  
**Mr. Makram BELLALAH** (MCF-HDR, UPJV, Directeur de thèse)

L'Université de Picardie Jules Verne n'entend ni approuver, ni désapprouver les opinions particulières du candidat : ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

---

# TRANSMISSION DES CHOCS SUR LES MARCHÉS DES DETTES SOUVERAINES DE L'UEM : CAS DE LA CRISE DE L'EURO

---

## RÉSUMÉ

Cette thèse cherche principalement à étudier la dynamique, l'intensité, le sens et la nature/forme de la contagion de la crise de l'euro sur un panel de marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. D'abord, dans le premier chapitre, nous présentons une revue de la littérature sur la contagion financière. Ainsi, nous exposons ses différentes définitions, ses canaux et les méthodologies économétriques utilisées permettant d'analyser ce phénomène. Dans le deuxième chapitre, nous examinons l'hypothèse de la contagion de la crise grecque en se fondant sur un modèle économétrique de type GARCH-DCC. Dans le troisième chapitre, nous analysons la dynamique de la transmission des chocs de la crise de l'euro en mobilisant le modèle APARCH-ADCC et celui de la régression dynamique Markov Switching. En outre, nous étudions l'impact de cette crise sur les marchés de notre échantillon à travers deux indicateurs, à savoir la synchronisation et l'intensité de la crise. Enfin, dans le quatrième chapitre, nous analysons la nature de la contagion de la crise de l'euro (contagion fondamentale et/ou pure), examinons l'occurrence de la contagion pure brusque et déterminons les marchés transmetteurs de ce phénomène. Pour ce faire, nous nous basons sur la cohérence d'ondelettes, la corrélation d'ondelettes et le test de causalité non linéaire au sens de Granger de Diks et Panchenko (2006).

### Mots clés

Contagion financière ; Contagion fondamentale ; Contagion pure ; Contagion brusque ; Canaux de transmission des chocs ; Crise de l'euro ; Spreads des dettes souveraines à 10 ans des pays de l'UEM ; Modèle GARCH-DCC ; Intervalle de confiance ; Modèle APARCH-ADCC ; Modèle de la régression dynamique Markov Switching ; Transformée en ondelettes ; Causalité non linéaire.

---

# TRANSMISSION OF SHOCKS ON THE EMU SOVEREIGN BOND MARKETS DURING THE EURO CRISIS

---

## ABSTRACT

This thesis studies the dynamics, intensity, direction and nature/form of contagion of the euro crisis on a panel of 10-year EMU sovereign bond markets. In the first chapter, we present a literature review on financial contagion. More precisely, we expose its different definitions, channels and the econometric methodologies used to analyze this phenomenon. In the second chapter, we examine the contagion hypothesis of the Greek crisis using a GARCH-DCC model. In the third chapter, we analyze the dynamics of contagion during the euro crisis. To this end, we estimate an APARCH-ADCC model and the Markov Switching dynamic regression model. Furthermore, the impact of this crisis for each market in our sample is investigated through two crisis indicators : the synchronization and intensity. Finally, in the fourth chapter, we determine the nature of the contagion of the euro crisis (fundamental-based and/or pure contagion) among the EMU debt markets of our sample. In addition, we test for the occurrence of the abrupt pure contagion in relation to a sudden stop and determine its main exporters. To reach this goal, we use the wavelet coherency, the wavelet correlation and the nonlinear Granger causality test of Diks et Panchenko (2006).

## Keywords

Financial contagion ; Fundamental-based contagion ; Pure contagion ; Abrupt contagion ; Shock transmission channels ; Euro crisis ; 10-year sovereign bond spreads of EMU countries ; GARCH-DCC model ; Confidence interval ; APARCH-ADCC model ; Markov Switching dynamic regression model ; Wavelet transform ; Nonlinear causality.

## DÉDICACE

Je dédie cette thèse :

à mon père Moncef et à ma mère Monia qui ont rédigé par excellence les plus belles pages de ma vie et qui continuent à le faire,

à mon frère, ami et compagnon de route Ghassen qui éclaire le chemin de ma vie,

aux familles Kchaou et Ben Hassena,

et à tous ceux pour qui ma réussite importe.

## REMERCIEMENTS

Je voudrais tout d'abord exprimer ma gratitude et mes vifs remerciements à mon directeur de thèse Monsieur Makram BELLALAH, qui s'est montré attentif et disponible malgré ses différentes charges et responsabilités. Son exigence et son ouverture scientifique, ses critiques et ses encouragements m'ont beaucoup aidé. J'ai beaucoup appris à ses côtés.

J'adresse mes remerciements à Messieurs les Professeurs Duc Khuong NGUYEN et Mohamed El Hedi AROURI pour l'intérêt qu'ils ont porté à mon travail en acceptant d'en être rapporteurs. Je tiens aussi à exprimer ma reconnaissance à Monsieur Éric SÉVERIN pour avoir bien voulu examiner ce travail.

Mes remerciements vont également à Madame Loredana URECHE-RANGAU pour avoir bien voulu faire partie de mon jury de thèse, dont les remarques et suggestions précieuses lors des comités de thèse ont permis d'améliorer la structure et le contenu de ce travail.

Je souhaite aussi adresser mes chaleureux remerciements à mes parents Moncef et Monia et mon frère Ghassen pour leur soutien inconditionnel, leur dévouement et leur confiance à mon égard.

Il m'est également impossible d'oublier mes amis avec qui j'ai partagé ces années de thèse, les collègues doctorants pour leur bonne humeur, le personnel administratif de la faculté d'économie et de gestion d'Amiens pour leur gentillesse ainsi que les membres du laboratoire CRISEA<sup>i</sup> pour leur accueil.

Que ce modeste travail témoigne de ma reconnaissance et de mes sentiments les plus profonds envers tous ceux qui ont contribué à sa réalisation.

---

i : Centre de Recherche sur les Institutions, l'Industrie et les Systèmes Économiques d'Amiens – 10 Placette Lafleur 80027 Amiens Cedex 1.

# TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	IX
INTRODUCTION GÉNÉRALE.....	1
<b>Chapitre 1. La contagion financière: définitions, canaux de transmission et méthodologies empiriques.....</b>	<b>6</b>
Introduction.....	7
<b>1. Définitions de la contagion financière.....</b>	<b>7</b>
<b>2. Canaux de transmission des chocs.....</b>	<b>10</b>
2.1 Canaux de transmission de la contagion fondamentale.....	11
2.1.1 Les liens commerciaux et les dévaluations compétitives.....	11
2.1.2 Les liens financiers.....	13
2.1.3 Les chocs communs.....	16
2.2 Canaux de transmission de la contagion pure.....	16
2.2.1 Les équilibres multiples.....	17
2.2.2 Les chocs de liquidité.....	18
2.2.3 L'asymétrie d'information.....	19
<b>3. Les méthodes économétriques d'analyse de la contagion financière.....</b>	<b>21</b>
3.1 L'approche des coefficients de corrélation inconditionnelle.....	23
3.2 Les modèles des probabilités conditionnelles.....	25
3.3 Les modèles de co-intégration et à correction d'erreur.....	28
3.4 Les modèles des corrélations conditionnelles dynamiques.....	31
3.5 La technique des copules.....	38
3.6 La technique des ondelettes.....	42
3.7 Autres approches.....	48
Conclusion.....	53
<b>Chapitre 2. La contagion de la crise grecque sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM.....</b>	<b>54</b>
Introduction.....	55
<b>1. Données et méthodologie.....</b>	<b>57</b>
1.1 Données.....	57
1.2 Méthodologie.....	58
<b>2. Les résultats empiriques.....</b>	<b>61</b>
2.1 Analyse des statistiques descriptives.....	61
2.2 Analyse des estimations du modèle GARCH-DCC.....	67
2.3 Analyse de l'effet de contagion.....	69
Conclusion.....	79
<b>Chapitre 3. Dynamique de la contagion de la crise de l'euro sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM.....</b>	<b>81</b>
Introduction.....	82
<b>1. Données et Méthodologie.....</b>	<b>86</b>
1.1 Données.....	86
1.2 Méthodologie.....	86
1.2.1 Le modèle APARCH-ADCC.....	86
1.2.2 Identification de la période de crise.....	89



1.2.3	Les mesures de la synchronisation et de l'intensité de crise.....	93
<b>2.</b>	<b>Les résultats empiriques.....</b>	<b>94</b>
2.1	Analyse des mesures de la synchronisation et de l'intensité de crise .....	94
2.2	Analyse des estimations du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1)-ADCC .....	103
2.3	Analyse statistique du comportement des ADCC durant les épisodes de crise.....	105
2.3.1	Intensité de la contagion de la crise de l'euro en fonction des phases et des sources.....	109
Conclusion.....		115
<b>Chapitre 4. La contagion de la crise de l'euro: une approche basée sur les transformées en ondelettes continue et discrète .....</b>		<b>117</b>
Introduction .....		118
<b>1.</b>	<b>Données et méthodologie .....</b>	<b>121</b>
1.1	Données .....	121
1.2	Méthodologie .....	122
1.2.1	La transformée en ondelettes continue.....	122
1.2.2	La transformée en ondelettes discrète .....	125
1.2.3	Le test de causalité non linéaire au sens de Granger.....	127
<b>2.</b>	<b>Les résultats empiriques.....</b>	<b>129</b>
2.1	Analyse des spectres de puissance d'ondelettes.....	129
2.1.1	Analyse des spectres de puissance d'ondelettes durant les crises antérieures à celle de l'euro 135	
2.1.2	Analyse des spectres de puissance d'ondelettes durant la crise de l'euro .....	138
2.1.3	Comparaison entre les résultats des spectres de puissance d'ondelettes et ceux du modèle MSDR 139	
2.2	Analyse des cohérences d'ondelettes.....	141
2.2.1	Analyse des cohérences d'ondelettes durant les crises antérieures à celle de l'euro .....	144
2.2.2	Analyse des cohérences d'ondelettes durant la crise de l'euro .....	149
2.2.3	Comparaison entre les résultats des cohérences d'ondelettes et ceux du modèle ARMA(1,1)- APARCH(1,1)-ADCC.....	153
2.3	Analyse de la contagion brutale à travers la corrélation d'ondelettes .....	154
Conclusion.....		160
<b>CONCLUSION GÉNÉRALE .....</b>		<b>162</b>
<b>ANNEXES.....</b>		<b>166</b>
Tableau (A1). Tests de changement de la dynamique des ADCC durant les épisodes de crise ....		166
Figure (A1). Cohérences d'ondelettes entre les spreads souverains du 05 mai 1994 au 31 décembre 2015.....		175
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>		<b>193</b>

## LISTE DES ABRÉVIATIONS

- ADCC : Asymmetric Dynamic Conditional Correlation
- AG-DCC : Asymmetric Generalized Dynamic Conditional Correlation
- APARCH : Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
- AR : Autoregressive
- ARCH : Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
- ARCH-LM : Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-Lagrange Multiplier
- ARMA : Autoregressive Moving Average
- BCE : Banque Centrale Européenne
- BRI : Banque des Règlements Internationaux
- BRICS : Le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud
- CCC : Constant Conditional Correlation
- cDCC : Corrected Dynamic Conditional Correlation
- CDS : Credit Default Swaps
- CE : Commission Européenne
- CIMDO : Consistent Information Multivariate Density Optimizing
- COVID : Corona Virus Disease
- CWT : Continuous Wavelet Transform
- DCC : Dynamic Conditional Correlation
- DWT : Discrete Wavelet Transform
- EGARCH : Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
- FAVAR : Factor-Augmented Vector Autoregressive
- FESF : Fonds Européen de Stabilité Financière
- FIAPARCH : Fractionally Integrated Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
- FMI : Fonds Monétaire International
- GARCH : Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
- GAS : Generalized Autoregressive Score
- GJR-GARCH : Glosten-Jagannathan-Runkle Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

- GKO : Gosudarstvennoe Kratkosrochnoe Obyazatelstvo
- Grexit : Greek Exit
- IH : Identification through Heteroskedasticity
- KPSS : Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
- LTCM : Long Term Capital Management
- LTRO : Long Term Refinancing Operations
- MA : Moving Average
- MENA : Middle East and North Africa
- MES : Mécanisme Européen de Stabilité
- MODWT : Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform
- MRA : Multiresolution Analysis
- MSDR : Markov Switching Dynamic Regression
- OCDE : Organisation de Coopération et de Développement Economiques
- OMT : Outright Monetary Transactions
- PB : Point de Base
- PIB : Produit Intérieur Brut
- PIIGS : Le Portugal, l'Irlande, l'Italie, la Grèce et l'Espagne
- RSDC : Regime Switching Dynamic Correlation
- S&P : Standard & Poor's
- SMP : Securities Market Program
- STAR : Smooth Transition Autoregressive
- Troïka : BCE, CE et FMI
- UE : Union Européenne
- UEM : Union Economique et Monétaire
- VAR : Vector Autoregressive sinon Value-At-Risk
- VECM : Vector Error Correction Model
- WPS : Wavelet Power Spectrum
- WTI : West Texas Intermediate

## INTRODUCTION GÉNÉRALE

Les années quatre-vingt-dix ont été marquées par de nombreuses crises qui ont touché plusieurs pays émergents. La crise mexicaine de 1994-1995 dite aussi « *Tequila crisis* » en est la première illustration. Elle a fait son apparition à la suite de la dévaluation du peso mexicain. Cette crise a ébranlé d'abord l'économie mexicaine avant de se propager sur les marchés. Quelques années après, l'économie internationale a connu l'éclatement de la crise asiatique. Celle-ci est déclenchée par l'effondrement du baht thaïlandais, le 02 juillet 1997, en raison du manque des réserves de change permettant de maintenir une parité fixe par rapport au dollar américain. Ainsi, cette crise a augmenté la volatilité des cours boursiers sur le marché local thaïlandais avant de s'étendre aux marchés des pays asiatiques comme l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines, Singapour, Taiwan, Hong Kong, la Corée du Sud et même le Japon. Cette crise s'est propagée, dans un deuxième temps, aux pays d'Amérique latine. En août 1998, la Russie a été touchée par une crise caractérisée par une dévaluation brutale du rouble et un défaut sur ses titres de créance négociables à court terme (les GKO<sup>1</sup>). La crise russe a engendré une augmentation de l'aversion au risque et donc une fuite vers les actifs liquides et de qualité. Sa transmission aux marchés d'Amérique latine et d'Europe de l'Est et surtout la faillite du *hedge fund Long Term Capital Management (LTCM)* en sont les conséquences. Après ces turbulences financières, une crise a frappé le Brésil au début de 1999 et a secoué les places financières sud-américaines et mondiales. L'ensemble de ces crises a montré que les marchés émergents et/ou développés ne réagissent pas de la même manière aux chocs provoqués par ces épisodes de turbulences financières.

La propagation de ces crises d'un marché vers d'autres a créé un débat entre les universitaires, les banquiers, les acteurs de marché et les régulateurs portant sur un nouveau phénomène, qualifié de « l'effet de contagion et les canaux de transmission des chocs ». Cet intérêt porté à la modélisation et à l'analyse de la contagion s'est accentué suite à la crise des subprimes. Ainsi, les travaux présentés dans la littérature sont d'un intérêt majeur pour la compréhension de ce phénomène et pour la mise en œuvre des décisions adéquates en matière de gestion du risque de contagion.

C'est dans ce cadre que s'inscrit cette thèse afin d'apporter plusieurs contributions à la littérature existante sur les plans empirique et méthodologique. Elle cherche à étudier

---

<sup>1</sup> Abréviation de Gosudarstvennoe Kratkosrochnoe Obyazatelstvo.

empiriquement la transmission des chocs des crises financières récentes tout en mettant l'accent sur la crise de la dette souveraine en zone euro (nommée aussi la crise de l'euro). En effet, nous essayons tout au long des chapitres de cette thèse de répondre aux questions suivantes : comment pouvons-nous définir et détecter la contagion financière ? Quels en sont les canaux ? La crise grecque et par conséquent celle de l'euro se sont-elles transmises aux principaux marchés des dettes souveraines de l'Union Economique et Monétaire (UEM) ? Parmi les PIIGS<sup>2</sup>, quel (s) est (sont) le (s) principal (principaux) foyer (s) de transmission des chocs de la crise de l'euro ? Quelle est la nature des canaux de contagion de la crise de l'euro ? Les mesures mises en œuvre par les gouvernements des pays de l'UEM et la troïka<sup>3</sup> étaient-elles efficaces pour lutter contre la contagion de la crise de l'euro ? La crise de l'euro était-elle caractérisée par des épisodes de contagion brusque<sup>4</sup> ? Si oui, quels en sont les marchés transmetteurs ?

Pour répondre à ces différentes questions, nous présentons une thèse en quatre chapitres. Le premier chapitre nous expose une revue de la littérature. La première section de ce chapitre théorique rappelle les différentes définitions associées à la contagion financière. Il est à noter que diverses définitions ont été proposées dans les travaux antérieurs mais aucune d'entre elles ne jouit d'un consensus. En outre, dans notre thèse, nous désignons par la contagion celle qui est définie par Forbes et Rigobon (2002), à savoir une augmentation significative des co-mouvements entre deux marchés durant la période de crise. De plus, l'identification des mécanismes de transmission des chocs est un préalable pour la mise en place des politiques efficaces dans la gestion du risque de contagion. Ainsi, la deuxième section de ce premier chapitre présente les canaux de contagion. Nous retenons les liens commerciaux et les dévaluations compétitives, les liens financiers, les chocs communs, les équilibres multiples, les chocs de liquidité et l'asymétrie d'information. La troisième section présente les principaux modèles économétriques permettant de cerner l'effet de contagion, sur la base des travaux empiriques antérieurs. Cette section avance plusieurs méthodes telles que l'approche des coefficients de corrélation inconditionnelle, les modèles des probabilités conditionnelles, les modèles de co-intégration et à correction d'erreur, les modèles des corrélations conditionnelles dynamiques, la technique des copules, la transformée en ondelettes, l'approche d'identification par l'hétéroscédasticité développée par Sentana et Fiorentini (2001) et Rigobon (2003), le modèle canonique de contagion de Pesaran et Pick (2007), etc.

---

<sup>2</sup> Le Portugal, l'Italie, l'Irlande, la Grèce et l'Espagne.

<sup>3</sup> La troïka est composée par la Banque Centrale Européenne (BCE), la Commission Européenne et le Fonds Monétaire International (FMI).

<sup>4</sup> Baig et Goldfajn (1999) et Ait-Sahalia et al. (2015) montrent que la contagion brusque est un phénomène très rapide qui a tendance à disparaître dans un délai ne dépassant pas une semaine.

En se plaçant dans le prolongement de cette littérature, le deuxième chapitre étudie l'effet de contagion de la crise grecque sur les principaux marchés des dettes souveraines de l'UEM. Cette étude s'appuie sur le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques (DCC) d'Engle (2002). A cette fin, nous avons retenu les séries des spreads souverains à 10 ans des dix pays suivants : l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France, la Grèce (la source de contagion), l'Irlande, l'Italie, l'Espagne, le Portugal et les Pays-Bas. Notre période d'observation s'étale du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015. Le calcul et la représentation des bornes supérieures et inférieures des intervalles de confiance des corrélations conditionnelles dynamiques constituent la contribution majeure de ce travail. Celle-ci permet d'identifier la contagion en se basant directement sur les graphiques des corrélations conditionnelles dynamiques. Il est à noter que nous avons déterminé la période de la crise grecque selon l'approche économique, fondée sur les informations publiées par la BCE et Reuters.

Nos tests empiriques montrent l'absence de la transmission de la crise grecque vers les autres marchés de l'échantillon. L'absence de cette propagation peut être attribuée à l'une des deux explications. La première réside dans la faiblesse du poids de l'économie et de la dette publique hellénique en zone euro rendant par la suite les investisseurs insensibles aux mauvaises nouvelles sur la situation budgétaire et économique de la Grèce. La deuxième concerne l'efficacité des mesures prises par la troïka et les gouvernements des pays de l'UEM dans l'arrêt de la propagation de cette crise. Par ailleurs, on observe que la majorité des couples de marchés analysés ont été affectés par la crise des subprimes, bien avant la faillite de *Lehman Brothers*. Cette crise a surgi après une phase de renforcement de la convergence de la plupart des marchés durant la période 2004-2007. Ainsi, nous concluons à une forte intégration des marchés qui se sont décorrélés du marché souverain grec durant les phases aiguës de la crise hellénique.

Le troisième chapitre analyse la dynamique de la transmission de la crise des subprimes et, principalement, celle de l'euro sur les mêmes données des séries de spreads souverains présentées dans le chapitre précédent et couvrant la même période d'observation. Pour mener à bien ce travail, les modèles *Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (APARCH) et *Asymmetric Dynamic Conditional Correlation* (ADCC), respectivement, de Ding et al. (1993) et Cappiello et al. (2006) ont été appliqués. L'utilisation de ces deux modèles permet de capter la réponse asymétrique des volatilités et des corrélations conditionnelles aux chocs positifs et négatifs de même amplitude. De plus, nous avons opté pour la régression dynamique Markov Switching (MSDR) pour déterminer d'une manière endogène les épisodes de turbulences financières relatifs à chaque marché. Contrairement à l'approche économique

utilisée dans le deuxième chapitre, cette approche statistique permet d'identifier les périodes de stabilité et de crise en exploitant les données de notre échantillon. Pour atteindre notre objectif, deux régimes ont été retenus : un régime « 1 » de stabilité et un régime « 0 » de tension, marqué par une persistance d'une forte volatilité conditionnelle. Notre méthodologie appliquée sur les séries des spreads souverains à 10 ans des principaux pays de l'UEM apporte une première contribution à la littérature. En outre, l'étude de l'impact de la crise des subprimes et de celle de l'euro sur chaque marché de notre échantillon à travers la mobilisation des indicateurs de synchronisation d'une part et de l'intensité de la crise d'autre part, constitue une deuxième contribution de ce chapitre.

Pour ces deux crises, nos résultats empiriques montrent que la contagion financière ainsi que son intensité varient dans le temps et selon les couples de marchés. Ils indiquent aussi que les paires de marchés composées par les PIIGS (hormis l'Irlande) ont été épargnées par la contagion de la crise des subprimes, et que la deuxième phase de celle-ci était la plus importante en termes d'intensité de contagion. En outre, nos résultats confirment l'occurrence de la contagion de la crise de l'euro sur tous les marchés souverains de notre échantillon, illustrant ainsi son caractère systémique. Lors de sa première phase, les tests conduits montrent un effet de contagion provenant des marchés grec, espagnol, italien et portugais, alors que nous nous attendions à ce que la Grèce soit le seul vecteur de propagation des chocs. Par ailleurs, au cours de ses deuxième et troisième phases, les marchés impactés par la contagion ont changé dans le temps en fonction des sources de transmission de chocs. Ces tests révèlent aussi l'efficacité des mesures prises par la troïka et les gouvernements des pays de l'UEM dans l'atténuation des effets de contagion durant la troisième phase de la crise de l'euro. Finalement, les résultats des mesures de synchronisation et de l'intensité de la crise, proposées dans ce chapitre, illustrent un comportement hétérogène des marchés souverains de l'UEM face aux turbulences financières. Nous concluons ainsi à une intégration incomplète de ces marchés, réfutant l'efficacité des politiques uniformes à appliquer pour tous ces pays dans la gestion des futures crises.

Dans le cadre du prolongement de notre travail empirique exposé dans le troisième chapitre, le quatrième chapitre propose de déterminer la nature des mécanismes de propagation des chocs de la crise de l'euro. Ainsi, nous faisons appel à la cohérence d'ondelettes. Cette investigation empirique couvre le même échantillon et les mêmes séries que celles du deuxième et troisième chapitre. L'étude est réalisée sur la période du 04 mai 1994 au 31 décembre 2015, couvrant ainsi plusieurs épisodes de turbulences financières dès la crise mexicaine en 1994. Sur la base

des résultats trouvés, nous testons l'hypothèse d'occurrence de la contagion brusque durant la crise de l'euro et nous déterminons les marchés véhiculant cette forme de transmission. A cet effet, nous recourons à la corrélation d'ondelettes et au test de causalité non linéaire au sens de Granger de Diks et Panchenko (2006). Les travaux réalisés dans ce quatrième chapitre contribuent à littérature à plusieurs niveaux. A notre connaissance, l'application de la cohérence d'ondelettes aux séries des spreads souverains à 10 ans des principaux pays de l'UEM est la première dans la littérature. En outre, l'examen de la contagion brusque lors de la crise de l'euro n'a pas fait l'objet d'étude empirique. Par conséquent, la détermination des marchés transmetteurs de ce phénomène constitue une autre contribution.

Les résultats empiriques de ce dernier chapitre montrent le caractère contagieux de tous les épisodes de turbulences financières analysées. Ils soulignent la dominance des canaux temporaires relatifs à la contagion pure dans la propagation des crises antérieures à celle des subprimes. Ces crises ont modifié l'allocation des richesses des investisseurs qui étaient en situation de panique. En revanche, la transmission des crises des subprimes et de l'euro était véhiculée majoritairement par les canaux permanents (i.e. de la contagion fondamentale). Par conséquent, l'ajustement de la composition des portefeuilles par les investisseurs durant ces deux crises s'explique par la forte interdépendance entre les pays de l'UEM et par le pessimisme des acteurs de marché. Ainsi, nos résultats semblent être cohérents avec le récit des partisans de l'hypothèse de fragilité de l'UEM et mettent en évidence la pertinence des mesures prises par la BCE dans la lutte contre la contagion pure. De plus, ils soulignent que ces mesures sont mises en œuvre tardivement et n'ont pas mis fin totalement à la contagion pure. Nous constatons également que le phénomène de la contagion brusque, qui était véhiculée par les marchés souverains espagnol, irlandais et portugais, est rarement observé. Nous concluons ainsi à la présence d'un potentiel de diversification des risques à très court terme pour les couples de marchés non affectés par la contagion brusque.



# **Chapitre 1. La contagion financière: définitions, canaux de transmission et méthodologies empiriques**

## **Résumé**

Ce chapitre présente une revue de la littérature sur la contagion financière. Nous exposons d'abord les différentes définitions de l'effet de contagion adoptées dans les travaux de recherche. Nous rappelons ensuite les canaux de transmission des chocs dans le cas de la contagion fondamentale et la contagion pure. Enfin, nous présentons les principales approches économétriques utilisées afin d'examiner la contagion et ses canaux. Ce chapitre permet de mieux comprendre l'effet de contagion afin d'arrêter ou d'atténuer ses effets.

## *Introduction*

La littérature financière accorde une place significative à la compréhension des crises et à leurs canaux de transmission entre les marchés. Ces crises, qui ont frappé des pays géographiquement voisins ou pas, ont suscité l'intérêt des universitaires, des décideurs politiques, des banquiers et des acteurs de marché. Les travaux de recherche (à la fois sur le plan théorique et empirique) tentent de répondre à de nombreuses questions : qu'est-ce que la contagion financière ? Quels sont les canaux de transmission des chocs sur les marchés ? Pourquoi la vitesse de propagation et l'intensité des chocs varient dans le temps et dans l'espace ? Pourquoi les crises se propagent, dans certain cas, aux pays disposant de fondamentaux macroéconomiques sains ? Quelles sont les mesures à mettre en œuvre afin de se prémunir contre la contagion financière, ou au moins dans le but d'atténuer ses effets ?

Dans ce premier chapitre, nous essayons de clarifier les réponses données à ces questions. Dans ce but, nous exposons dans une première partie les différentes définitions de la contagion financière. La deuxième partie présente les canaux de transmission des chocs dans le cadre de la contagion fondamentale d'une part, et de la contagion pure d'autre part. La dernière partie de ce chapitre décrit les principales méthodes économétriques mobilisées afin de tester l'effet de contagion des crises antérieures<sup>5</sup>.

### **1. Définitions de la contagion financière**

L'effet de contagion constitue un nouveau phénomène dans la littérature financière. Forbes (2012) souligne que le terme contagion n'est apparu comme terminologie économique qu'après la crise asiatique de 1997<sup>6</sup>.

La littérature relative aux crises financières et économiques donne une multitude de définitions à la notion de contagion mais aucune d'entre elles ne fait l'unanimité (Bekaert et al., 2005). Toutefois, cette définition occupe une place importante lorsqu'il s'agit d'identifier ce phénomène. Masson (1998) définit la contagion comme la transmission d'une crise d'un pays à un autre pour des raisons inexplicables par les fondamentaux macroéconomiques. Pour Pritsker (2000), il y a contagion lorsqu'un choc sur un ou plusieurs marchés, pays ou institutions

---

<sup>5</sup> Crise d'octobre 1987, crise du système monétaire européen, crise mexicaine, crise asiatique, crise liée à l'éclatement de la bulle internet « dotcom », crise des subprimes, crise de la dette souveraine en zone euro, etc.

<sup>6</sup> « *It was not until Thailand's 1997 devaluation affected other countries in Asia, and then Russia's 1998 devaluation affected global financial markets, that contagion became standard economics terminology and fears of contagion became a regular concern of policymakers. These events prompted a series of academic papers in the early 2000's attempting to measure, understand, predict, and prevent international financial contagion.* » (Forbes, 2012, p. 5).

se propage à d'autres marchés, pays ou institutions. Pour Dornbusch et al. (2000), la contagion constitue la transmission des perturbations d'un pays à un autre, observée par les co-mouvements entre les taux de changes, les prix d'actions, les spreads souverains et les flux de capitaux. Edwards (2000) expose une définition plus restrictive de la contagion se limitant à une situation où l'étendu et l'ampleur de la transmission internationale des chocs dépassent ce qui a été anticipé par les acteurs de marché. Eichengreen et al. (1996), Glick et Rose (1999), Kaminsky et Reinhart (2000), Caramazza et al. (2004) et Haile et Pozo (2008), parmi d'autres, soulignent qu'une crise dans un pays « i » est considérée comme contagieuse si elle fait accroître la probabilité d'occurrence de crise ailleurs. En outre, Goldstein (1998) a introduit le concept de « *wake-up call* » contagion qui survient lorsque de nouvelles informations dans un pays poussent les investisseurs à réévaluer les risques liés aux actifs financiers dans d'autres pays disposant de fondamentaux et de caractéristiques similaires. Ce type de contagion n'exonère pas totalement les autorités de leur responsabilité dans le déclenchement d'une crise liée à la fragilité des fondamentaux.

De son côté, la Banque Mondiale propose trois définitions de contagion. La première « *the broad definition* » identifie la contagion comme la transmission des chocs entre les pays suite à la publication de bonnes ou mauvaises informations. Ses canaux sont considérés comme actifs durant les périodes d'accalmie et de crise. En se basant sur l'article de Forbes (2012), cette première définition de la Banque Mondiale s'apparente plutôt à l'interdépendance qu'à la contagion. La deuxième définition « *the restrictive definition* » présente la contagion comme la transmission des chocs entre deux ou un groupe de pays au-delà de leurs liens fondamentaux et des chocs communs. Sur cette base, la contagion est détectée via un excès des co-mouvements résultant du comportement rationnel ou irrationnel des investisseurs. Cette seconde définition reprend donc les bases de la précédente tout en se concentrant sur une partie de la transmission. La troisième définition « *the very restrictive definition* » assimile la contagion au changement des mécanismes de propagation des chocs durant la période de crise. Dans ce cas, la contagion est observée à travers une augmentation significative des corrélations entre les marchés durant les périodes de turbulences financières. Cette troisième définition est donc similaire à celle proposée par Forbes et Rigobon (2002).

Pericoli et Sbracia (2003) exposent les cinq définitions les plus mentionnées dans la littérature :

**Définition 1** : « *la contagion est l'augmentation significative de la probabilité de crise dans un pays, conditionnée par la survenance d'une crise dans un autre pays* » (Pericoli et Sbracia,

2003, p. 574). Selon ces auteurs, cette définition est généralement rattachée aux travaux empiriques traitant les répercussions internationales de l'effondrement des taux de change.

**Définition 2 :** « *la contagion se produit lorsque la volatilité des prix des actifs se répand du pays en crise à d'autres pays* » (Pericoli et Sbracia, 2003, p. 574). Cette définition montre que la contagion pourrait émerger en période de turbulences financières durant laquelle les marchés financiers enregistrent un accroissement de la volatilité des cours des actifs financiers. Néanmoins, Forbes et Rigobon (2002) soulignent qu'une hausse simultanée de la volatilité sur différents marchés financiers peut découler de l'interdépendance entre ceux-ci, et non pas de la contagion. C'est dans cet esprit que Pericoli et Sbracia (2003) critiquent cette définition qui ne fait pas la distinction entre la contagion et l'interdépendance. En effet, elle se base uniquement sur la transmission de la volatilité d'un marché à un autre, tout en négligeant les causes d'un tel phénomène.

**Définition 3 :** « *la contagion se produit lorsque les co-mouvements des prix des actifs entre les pays ne peuvent pas être expliqués par les fondamentaux* » (Pericoli et Sbracia, 2003, p. 574). Pericoli et Sbracia (2003) évoquent que l'état des fondamentaux peut, néanmoins, expliquer la vulnérabilité des pays aux crises. En effet, les pays disposant des réserves de change inférieures à leurs passifs à court terme libellés en monnaie étrangère sont plus vulnérables à la contagion en cas de crises de liquidité. Pappas et al. (2016) soulignent que la difficulté de cette approche d'analyse de contagion réside dans la détermination des facteurs fondamentaux et l'utilisation des variables observables ou latentes estimées par des méthodes économétriques complexes.

**Définition 4 :** « *la contagion est une augmentation significative des co-mouvements des prix et des quantités entre les marchés, conditionnée par la survenance d'une crise sur un marché ou un groupe de marchés* » (Pericoli et Sbracia, 2003, p. 575).

**Définition 5 :** « *la shift-contagion se produit quand le canal de transmission s'intensifie ou, plus généralement, change après un choc sur un marché* » (Pericoli et Sbracia, 2003, p. 575). Cette définition est introduite par Rigobon (2000) et s'inspire des théories contingentes des crises. Dans ce cas, les mécanismes de propagation des chocs changent durant la période de crise. Ainsi, la *shift-contagion* est définie, en d'autres termes, comme la présence de discontinuité dans les canaux de transmission des chocs. Pericoli et Sbracia (2003) indiquent que cette définition est similaire aux deux dernières définitions. Bekaert et al. (2009) soulignent l'utilité de cette définition permettant la mobilisation des coefficients de corrélation qui sont simples à exploiter et à interpréter dans le cadre de l'intégration financière.

## 2. Canaux de transmission des chocs

La littérature financière comprend deux groupes de théories, qui ne sont pas nécessairement exclusifs l'un de l'autre, pour expliquer les mécanismes de transmission de crise (Dornbusch et al., 2000 ; Dungey et Gajurel, 2014).

D'un côté, la contagion fondamentale « *fundamental-based contagion* » apparaît quand la transmission d'une crise d'un pays à un autre est le résultat des interdépendances commerciales et/ou financières, des chocs communs régionaux ou globaux, ou encore des similitudes macroéconomiques<sup>7</sup>. Cette forme de propagation découle des liens fondamentaux (commerciaux et financiers) entre les économies qui existent pendant les périodes de stabilité et qui sont à l'origine des transmissions de chocs durant les périodes de crise et/ou des similitudes macroéconomiques ou financières. De plus, cette transmission se base aussi sur les chocs communs qui peuvent, simultanément et négativement, affecter les fondamentaux macroéconomiques et financiers de plusieurs pays. Il est à noter que la contagion fondamentale est qualifiée d'interdépendance par Forbes et Rigobon (2002) et d'effets de débordement « *spillover effects* » par Masson (1998).

D'autre côté, dans un environnement marqué par la contagion pure « *pure contagion* », les chocs se propagent d'un pays à un autre à travers le comportement des investisseurs, pour des raisons non expliquées par leurs liens commerciaux et financiers, leurs fondamentaux macroéconomiques et les chocs communs<sup>8</sup>. Dornbusch et al. (2000) présentent l'exemple d'une crise dans un pays poussant les investisseurs à retirer leurs investissements dans d'autres pays, sans prendre en compte leurs différences de fondamentaux macroéconomiques. C'est pourquoi la contagion pure est le résultat des phénomènes individuellement rationnels ou irrationnels<sup>9</sup>, lesquels engendrent un excès<sup>10</sup> de co-mouvements résultant des paniques, des comportements moutonniers, d'un accroissement de l'aversion au risque, d'une perte de confiance et des changements brutaux dans le sentiment des investisseurs à l'égard de marché<sup>11</sup>, etc. En effet, ce changement à lui seul, sans examen portant sur les fondamentaux macroéconomiques, implique un rééquilibrage au niveau de la composition des portefeuilles et pourrait donc

---

<sup>7</sup> (Calvo et Reinhart, 1996 ; Caramazza et al., 2004 ; Dewandaru et al., 2017 ; Dornbusch et al., 2000 ; Eichengreen et al., 1996 ; Glick et Rose, 1999 ; Kaminsky et Reinhart, 2000 ; N'Diaye et al., 2010 ; Zhang, 2008, parmi d'autres).

<sup>8</sup> (Apergis et al., 2019 ; Bacchetta et al., 2012 ; Bae et al., 2003 ; Calvo et Mendoza, 2000 ; Dailami et al., 2008 ; Dewandaru et al., 2017 ; Dornbusch et al., 2000 ; Forbes et Rigobon, 2002 ; Kaminsky et Reinhart, 2000 ; Kodres et Pritsker, 2002 ; Kumar et Persaud, 2002 ; Masson, 1999 ; Mondria et Quintana-Domeque, 2013 ; Papavassiliou, 2014 ; Sander et Kleimeier, 2003, parmi d'autres).

<sup>9</sup> La littérature diffère quant à la portée du comportement rationnel ou irrationnel de l'investisseur, à la fois individuellement et collectivement (Li, 2009).

<sup>10</sup> Dans le sens où l'excès des co-mouvements entre les marchés ne peut pas être expliqué par les canaux de la contagion fondamentale.

<sup>11</sup> A l'échelle locale, régionale ou globale.

déclencher des paniques sur les marchés financiers (Forbes et Rigobon, 2002 ; Sander et Kleimeier, 2003). Ainsi, le comportement moutonnier des investisseurs vient amplifier ces mouvements et créer une crise financière à travers l'éclatement des bulles financières alimentées par les prophéties auto-réalisatrices, l'aléa moral ou les garanties gouvernementales implicites ou explicites (Krugman, 1998).

## **2.1 Canaux de transmission de la contagion fondamentale**

La contagion fondamentale découle de l'interdépendance entre deux ou un groupe de pays qui existe quel que soit l'état de la nature de l'économie. Elle peut aussi surgir à la suite de chocs communs ou à cause des similitudes macroéconomiques et/ou financières entre les pays (« *wake-up call* » contagion).

Plusieurs travaux empiriques ont validé l'hypothèse de l'existence de la contagion fondamentale/interdépendance durant les épisodes de crise (Bodart et Candelon, 2009 ; Brutti et Sauré, 2015 ; Caramazza et al., 2004 ; Chan et al., 2002 ; Eichengreen et al., 1996 ; Gerlach et Smets, 1995 ; Glick et Rose, 1999 ; Gorea et Radev, 2014 ; Kaminsky et Reinhart, 2000 ; Neaime, 2012, parmi d'autres).

Dornbusch et al. (2000) présentent trois canaux de transmission de la contagion fondamentale, à savoir les liens commerciaux et les dévaluations compétitives, les liens financiers et les chocs communs.

### **2.1.1 Les liens commerciaux et les dévaluations compétitives**

Dornbusch et al. (2000) et Forbes et Rigobon (2001) soulignent que l'occurrence d'une crise dans un pays « i » peut détériorer les fondamentaux macroéconomiques d'autres pays à travers leurs liens commerciaux ou via les dévaluations compétitives.

En effet, la dépréciation de la monnaie du pays « i » à la suite d'une crise financière pourrait engendrer une fuite de capitaux et une baisse des prix des actifs pour ses principaux partenaires commerciaux. Ces derniers pourraient même devenir la cible d'une attaque spéculative à cause des anticipations à la baisse de leurs exportations vers le pays « i » et la dégradation de leurs balances commerciales.

Par ailleurs, les dévaluations compétitives représentent un autre canal de transmission des chocs aux pays en concurrence sur des marchés tiers. En effet, la dévaluation de la monnaie du pays « i » en crise détériore la compétitivité prix d'autres pays qui sont concurrents à l'exportation sur des marchés tiers. Ce constat pousse ces pays à dévaluer leurs monnaies afin de restaurer

leurs compétitivités. Eichengreen et al. (1996) rappellent les mauvaises répercussions de la dévaluation de la monnaie finlandaise, durant l'été de 1992, sur la compétitivité des produits suédois. Dans cet esprit d'analyse, Corsetti et al. (1999) mettent en garde contre les conséquences des dévaluations compétitives, surtout dans le cas de pays non coopératifs. Ceci induit une dépréciation des monnaies dépassant ce qui est requis au vu de la situation des fondamentaux macroéconomiques de chaque pays.

Dans ce cadre, plusieurs travaux empiriques ont analysé l'importance des dévaluations compétitives et des liens commerciaux entre pays en tant que mécanismes de propagation des chocs. Généralement, les résultats trouvés soulignent l'importance des liens commerciaux et des dévaluations compétitives par rapport aux variables macroéconomiques dans la transmission des crises.

Gerlach et Smets (1995) se sont basés sur la version à deux pays du modèle de Flood et Garber (1984) afin d'étudier la contagion des attaques spéculatives contre les régimes du taux de change fixe. En utilisant des données journalières des taux d'intérêt du Danemark, de la Suède et de la Norvège durant l'automne de 1992, ils ont démontré le caractère contagieux des crises de change. En effet, la dépréciation forcée de la monnaie d'un pays « i » suite à une attaque spéculative dégrade la compétitivité d'autres pays dont les monnaies sont toujours ancrées. Cela les met sous la pression de très probables attaques spéculatives et précipite ainsi leur dépréciation.

Dans le même esprit, Eichengreen et al. (1996) ont testé l'hypothèse de contagion des crises de change entre 1959 et 1993 pour 20 pays industrialisés. Pour ce faire, ils ont utilisé le modèle probit pour un panel de données macroéconomiques trimestrielles. Les résultats trouvés montrent que les crises de change se propagent d'un pays à un autre via deux principaux canaux : d'une part, le canal du commerce international et d'autre part, le canal des similitudes macroéconomiques. Par ailleurs, en testant simultanément le degré de significativité de ces deux canaux, les attaques spéculatives paraissent se produire davantage dans les pays qui sont étroitement liés par le commerce international que dans ceux qui disposent de fondamentaux macroéconomique similaires. En d'autres termes, les résultats montrent la surperformance du canal de commerce international par rapport à celui des similitudes macroéconomiques en tant que mécanismes de transmission des crises de change entre 1959 et 1993.

En se fondant sur la même méthode économétrique (modèle probit) pour des données transversales de 161 pays, Glick et Rose (1999) ont analysé l'importance des liens commerciaux

comme canaux de contagion entre ces pays. Leur étude s'est focalisée sur les attaques spéculatives de 1971, 1973, 1992, 1994, et 1997. Les résultats soulignent la neutralité des variables macroéconomiques dans la transmission des crises de change entre les pays et démontrent l'importance des liens commerciaux comme principaux mécanismes de propagation de ces crises. En effet, les attaques spéculatives visant divers pays étaient le résultat de l'action ou de l'inaction de leurs pays voisins, initialement secoués par la crise, avec lesquels ils entretiennent de forts liens commerciaux. Ces constatations expliquent la nature régionale des crises de change.

Chan et al. (2002) ont examiné l'hypothèse de la transmission de la crise asiatique de 1997 entre les économies ayant des liens commerciaux étroits. Le panel choisi est composé de cinq pays asiatiques, à savoir la Corée du Sud, l'Indonésie, la Thaïlande, la Malaisie et les Philippines. Les résultats empiriques ont validé cette hypothèse, ce qui prouve l'importance des liens réels dans la propagation des chocs entre certaines économies.

Neaime (2012) a analysé l'impact de la crise des subprimes sur sept marchés boursiers de la région *Middle East and North Africa* (MENA). Pour y parvenir, il s'est fondé sur les modèles *Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH) et vectoriel autorégressif (VAR). Les résultats empiriques montrent que sa transmission aux pays de la région MENA découlait principalement de leur ouverture commerciale globale avec les pays développés.

Dans le prolongement de ces travaux et dans le cadre de la crise de l'euro, Gorea et Radev (2014) ont examiné les déterminants du risque de défaut joint des pays de l'Union Economique et Monétaire (UEM). A cet effet, ces auteurs ont utilisé la méthodologie d'optimisation de la densité multivariée avec information consistante (CIMDO) pour une période allant de 2007 à 2011. Ils ont démontré que les liens commerciaux ont joué un rôle capital dans la transmission des chocs de la périphérie de la zone euro vers son cœur.

### ***2.1.2 Les liens financiers***

Les études sur l'effet de contagion ont montré l'importance des liens commerciaux comme canaux de transmission des chocs d'un pays à un autre. Néanmoins, la majorité d'entre elles, jusqu'à la fin des années quatre-vingt-dix, ont ignoré l'importance des liens financiers dans la propagation des crises. Ces liens financiers se composent des crédits commerciaux, des investissements directs à l'étranger et des flux de capitaux internationaux (Li, 2009). L'idée globale est la suivante : un pays en crise pourrait limiter les flux de capitaux et de crédits à



l'étranger causant un changement des co-mouvements entre les prix des actifs financiers et, par extension, la contagion (Anastasopoulos, 2018). De plus, l'impact global d'une crise dépend aussi du degré d'intégration des marchés financiers comme l'ont souligné Dornbusch et al. (1995) et Bird et al. (2017a). En effet, les pays ayant des places financières fortement intégrées sont plus susceptibles d'encaisser les chocs externes que ceux disposant de marchés financiers segmentés.

Kaminsky et Reinhart (2000) ont étudié le rôle des liens commerciaux (liens bilatéraux directs ou indirects) et financiers (à travers les prêteurs bancaires communs<sup>12</sup> et le potentiel de la couverture de risque sur les marchés financiers) entre les pays lors des crises de 1994 et 1997. Pour ce faire, ils se sont basés sur les probabilités inconditionnelles et conditionnelles d'occurrence de crise. Les résultats trouvés sont les suivants : premièrement, la contagion paraît être davantage régionale que globale, ce qui corrobore les travaux d'Eichengreen et al. (1996), Wolf (1997) et Glick et Rose (1999). Deuxièmement, la contagion est un phénomène non linéaire. En effet, l'accroissement du nombre de pays en crise augmente significativement la probabilité qu'un pays « i » soit affecté par la même crise. Troisièmement, les constatations démontrent le rôle significatif des liens financiers par rapport aux liens commerciaux dans la transmission des chocs, malgré une forte interdépendance entre la finance et le commerce international. En effet, le comportement des banques étrangères pourrait accentuer la crise sur les marchés où elles disposaient d'une forte exposition. Ceci se fait en réclamant leurs prêts et/ou en limitant leurs lignes de crédit dans cette zone. Kaminsky et Reinhart (2000) ont remarqué qu'à la veille de la crise thaïlandaise, l'actif des banques japonaises était constitué de 54% de prêts pour l'économie thaïlandaise, soit l'équivalent de 22% de leurs créances sur les marchés émergents. Après cette crise, ces banques ont réclamé leurs crédits non seulement en Thaïlande, mais aussi dans toute la région. Kaminsky et Reinhart (2000) notent que les banques japonaises ont épongé près de 22 milliards de dollars en 1997 dans les cinq pays les plus touchés par la crise thaïlandaise après avoir investi 50 milliards de dollars en 1996 dans ces mêmes pays. Ces auteurs ont remarqué aussi que ce même comportement est pratiqué par les banques américaines envers les pays d'Amérique latine, à la suite de la crise mexicaine de 1994. En effet, ces banques ont diminué leurs expositions dans les pays affectés par la crise et surtout en Mexique, où la part de leurs créances a baissé de 34.2% à 28.4% entre 1994 et 1997.

---

<sup>12</sup> Les banques américaines et japonaises, respectivement, pour les crises mexicaine et asiatique.

En s'inspirant des travaux de Glick et Rose (1999) et de Kaminsky et Reinhart (2000), Van Rijckeghem et Weder (2001) ont examiné l'importance de l'effet du créancier commun<sup>13</sup> pour les crises de change mexicaine, thaïlandaise et russe. Dans ce but, le modèle probit est appliqué par les auteurs. Ces derniers trouvent que le canal des prêteurs bancaires communs explique la transmission de ces trois crises, tout en incluant les liens commerciaux et les fondamentaux macroéconomiques comme variables de contrôle.

De même, Caramazza et al. (2004) ont analysé la significativité des liens financiers, à travers le rôle du prêteur commun, dans la propagation des crises. Ainsi, via l'utilisation du modèle probit pour 41 pays émergents entre 1990 et 1998, ces auteurs montrent empiriquement l'importance des liens financiers comme principaux mécanismes de transmission des crises mexicaine, asiatique et russe. En effet, même après la prise en compte des fondamentaux macroéconomiques et des externalités commerciales, les liens financiers ont constitué un canal statistiquement significatif dans la propagation des chocs sur les marchés émergents. Par conséquent, Caramazza et al. (2004) soulignent que la probabilité d'apparition d'une attaque spéculative dans un pays « i » augmente lorsque ce dernier dispose d'intenses liens financiers avec le pays initialement secoué par la crise. En outre, ces auteurs expliquent la nature « régionale » des crises de change par le rééquilibrage du portefeuille de crédits du prêteur commun. En effet, suite à une crise dans un pays « i », le prêteur commun restreint ses crédits ou en réclame quelques-uns dans d'autres pays afin de respecter des exigences en fonds propres et d'appliquer une meilleure gestion des risques.

Gorea et Radev (2014) ont examiné les déterminants du risque de défaut joint des pays de la zone euro durant la période 2007-2011. En utilisant la méthodologie CIMDO, ces auteurs montrent que les liens financiers étaient un canal de contagion entre les pays périphériques de l'UEM.

Brutti et Sauré (2015) ont analysé le rôle des liens financiers dans la propagation de la crise de l'euro. En se basant sur le modèle VAR pour onze pays européens, ils ont montré l'importance de l'exposition bancaire internationale à la dette grecque comme principal canal de transmission des chocs. En effet, une diminution de l'exposition à la dette publique grecque réduit significativement le taux de transmission du risque de crédit souverain hellénique. Ces résultats convergent avec ceux d'Allen et al. (2011) et de Bolton et Jeanne (2011) qui soulignent le rôle du système bancaire dans la transmission de la crise de l'euro.

---

<sup>13</sup> Via des indicateurs de mesure de l'intensité de la concurrence pour les financements bancaires.

### **2.1.3 Les chocs communs**

Les chocs communs/globaux peuvent déclencher de violents ajustements sur les marchés financiers à un niveau mondial, conduisant ainsi à d'importants co-mouvements entre les prix des actifs et les flux financiers (Dornbusch et al., 2000 ; Wolf, 1999). Concernant les marchés émergents, il s'agit dans la plupart des cas d'un événement issu des économies développées. Masson (1998) qualifie l'apparition simultanée des crises dans plusieurs pays, suite aux chocs communs, de l'effet de « mousson ».

Forbes et Rigobon (2001) soulignent la sensibilité des fondamentaux de plusieurs pays aux chocs communs. Ils évoquent la baisse de l'offre de capitaux, la chute des prix des matières premières et les changements économiques dans les pays industrialisés comme principaux exemples de chocs communs qui pourraient affecter la croissance économique dans divers pays.

Dans le même esprit, Pericoli et Sbracia (2003) mettent en exergue le rôle joué par les chocs communs dans la transmission des crises d'un pays/marché à un autre. Ils ont mentionné l'exemple de la hausse du dollar américain couplée avec la faiblesse de l'économie japonaise dans la contagion de la crise asiatique. Par ailleurs, ils soulignent que l'impact national d'un choc global dépend des caractéristiques structurelles de chaque pays.

Caramazza et al. (2004) indiquent que l'apparition simultanée des crises de change peut découler de l'interaction entre un choc commun avec les fondamentaux macroéconomiques. Ils donnent à titre d'exemple la hausse des taux d'intérêts américains au début des années quatre-vingt comme principal facteur causant la crise de la dette latino-américaine, ainsi que l'accroissement des taux d'intérêts mondiaux en 1994 qui a joué un rôle prépondérant dans le déclenchement de la crise mexicaine.

Récemment, Bird et al. (2017b) ont expliqué la baisse des spreads des dettes souveraines à 10 ans des pays de l'UEM par un choc commun provenant de la déclaration « *whatever it takes* » de Mario Draghi du 26 juillet 2012.

## **2.2 Canaux de transmission de la contagion pure**

La contagion pure se produit lorsque la transmission d'une crise d'un pays à un autre est expliquée par le comportement des investisseurs indépendamment de leurs liens réels et financiers, de leurs fondamentaux macroéconomiques et des chocs communs. Cette forme de contagion est attribuée à plusieurs facteurs comme l'augmentation de l'aversion au risque, la panique observée sur les marchés, le mimétisme, etc. C'est pourquoi, l'analyse de la contagion

pure nécessite de se placer du point de vue de l'investisseur et de tenir compte de la mécanique de ses choix sur les marchés financiers.

Il existe de multiples travaux qui ont confirmé l'occurrence de la contagion pure lors de certains épisodes de crises. Par exemple, Kaminsky et Schmukler (1999) ont analysé les variations quotidiennes des cours boursiers de neuf pays asiatiques entre janvier 1997 et mai 1998. Ces auteurs trouvent qu'une partie de ces mouvements est expliquée par les informations sur les accords avec les organisations internationales et les agences de notation. Cependant, les auteurs soulignent aussi le rôle du mimétisme dans la dynamique de ces mouvements, suggérant ainsi une surréaction des investisseurs aux mauvaises informations. Cifarelli et Paladino (2004) ont étudié l'impact de la crise argentine en décembre 2001 sur les spreads souverains journaliers de dix pays émergents asiatiques et d'Amérique latine. L'analyse montre que les effets de la transmission de ce choc ont été durables en Amérique latine contrairement aux réactions non persistantes enregistrées par les marchés asiatiques. Ces constats corroborent l'hypothèse d'une réaction contagieuse temporaire des spreads souverains asiatiques au défaut argentin et par la suite leur affectation par la contagion pure. En outre, Dimitriou et al. (2013) ont analysé l'effet de contagion de la crise des subprimes sur les marchés boursiers des BRICS<sup>14</sup> durant la période 1997-2012. Les résultats montrent l'accroissement significatif des co-mouvements entre les indices de ces marchés et celui du marché américain après la faillite de *Lehman Brothers*, résultant d'un changement d'appétit des investisseurs pour le risque.

Edwards (2000) présente trois canaux de transmission des chocs dans le cadre de la contagion pure, à savoir les équilibres multiples, les chocs de liquidité et l'asymétrie d'information.

### ***2.2.1 Les équilibres multiples***

Les équilibres multiples apparaissent lorsqu'une crise dans un pays est utilisée comme une « tache solaire » dans d'autres pays (Forbes et Rigobon, 2001). Dans ce cas, la contagion peut être décrite comme le saut d'un bon équilibre à un mauvais équilibre, caractérisé par une situation de turbulences sur les marchés concernés (Anastasopoulos, 2018 ; Dornbusch et al., 2000 ; Masson, 1998 ; Rodrik et Velasco, 1999). Ce changement d'équilibre est observé à travers la chute des prix des actifs financiers, la sortie de capitaux, une dévaluation ou même un défaut souverain. Ainsi, la propagation de la crise d'un pays à un autre constitue le résultat d'une modification des attentes des investisseurs, indépendamment des fondamentaux macroéconomiques et des liens réels. Mullainathan (1998) souligne que les investisseurs se

---

<sup>14</sup> Le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud.

souviennent imparfaitement des événements passés. En effet, une crise dans un pays pourrait déclencher un souvenir de crises passées, ce qui amènerait les investisseurs à attribuer une forte probabilité à un mauvais état dans un deuxième pays. Ainsi, la baisse des prix qui en résulte sur le marché du deuxième pays se produit à cause de la corrélation entre les souvenirs, et non pas entre les fondamentaux. C'est pourquoi, Forbes et Rigobon (2001) indiquent que le mécanisme des équilibres multiples peut expliquer non seulement le regroupement des crises, mais aussi l'occurrence des attaques spéculatives dans des pays disposant de fondamentaux sains.

Masson (1998) a fait référence aux modèles de panique bancaire de Diamond et Dybvig (1983) dans l'explication de l'apparition des équilibres multiples. En effet, il considère qu'il est rationnel pour un déposant individuel d'agir sur la base de ses croyances relatives aux actions des autres déposants. Ainsi, l'équilibre est « bon » quand les déposants choisissent de garder leurs fonds à la banque ou mauvais dans le cas d'une ruée bancaire. En présence d'une crise financière, la situation de l'équilibre sur les marchés affectés par celle-ci est analogue à une ruée bancaire. En d'autres termes, le mauvais équilibre est caractérisé par d'importantes sorties des flux de capitaux. En outre, Masson (1998) trouve que contrairement à l'effet de « mousson » et aux « *spillover effects* », les équilibres multiples expliquent la coïncidence des attaques spéculatives ressenties par plusieurs marchés émergents au moment des crises mexicaine et thaïlandaise.

Plus récemment, Saka et al. (2015) montrent que la crise de l'euro a engendré des situations d'équilibres multiples sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM. Ces auteurs soulignent que ces situations étaient le résultat des prophéties auto-réalisatrices des investisseurs.

### **2.2.2 Les chocs de liquidité**

La contagion pure peut se produire dans un contexte marqué par les chocs de liquidité. En effet, un manque de liquidité généré par une crise sur un marché oblige les investisseurs à réajuster la composition de leurs portefeuilles via la vente d'actifs financiers sur d'autres marchés. Si le réajustement est réalisé en excès par rapport à l'état des fondamentaux, on parle alors de contagion pure. Ce phénomène est donc observé en cas de chute des prix des actifs sur plusieurs marchés à la suite d'un choc de liquidité sur un premier marché.

Valdes (1997) a développé un modèle de liquidité endogène. Il a montré qu'une crise de liquidité sur un marché « i » pourrait entraîner un assèchement de liquidité sur une place financière « j ». En effet, cette crise est considérée comme un signal alarmant les investisseurs internationaux qui commencent à vendre des actifs financiers d'autres pays pour faire face à

des appels de marge ou pour respecter certaines exigences réglementaires. Cet ajustement de leurs portefeuilles constitue de ce fait le cœur de la contagion financière. A travers ce modèle, Valdes (1997) a montré aussi que l'assèchement de liquidité dans le pays initial pourrait même affecter le niveau de solvabilité d'autres pays, surtout en présence des intermédiaires financiers qui promettent un niveau de rentabilité convenu. C'est pourquoi, Valdes (1997) recommande aux institutions financières internationales d'intervenir en apportant de la liquidité à très court terme sur le marché initial en crise. Cela permet d'éviter le phénomène de contagion et par conséquent empêche la vente de projets rentables dans d'autres pays.

De même, Calvo (1999) a souligné le rôle du canal de choc de liquidité corrélée<sup>15</sup> comme l'un des mécanismes de transmission des chocs entre marchés. Longstaff (2010) indique que ce canal de contagion est généralement associé à un accroissement de l'activité du trading sur d'autres places financières qui pourrait persister sur une longue période. Dornbusch et al. (2000) soulignent que ce type de contagion ne se limite pas aux marchés émergents. En effet, l'accroissement des spreads des entreprises américaines de 100 points de base (pb) jusqu'à 200 pb à l'automne de 1998 prouve que les problèmes de liquidité peuvent toucher un large spectre de marchés et d'actifs financiers.

Pritsker (2000) met en évidence un autre canal de contagion similaire à l'effet des chocs de liquidité corrélée. Il s'agit des chocs de richesse incitant un investisseur affecté par ce phénomène à rééquilibrer la composition de son portefeuille via une diminution de son exposition aux actifs risqués. A travers ce comportement, l'investisseur transmet le choc d'un marché à un autre. Néanmoins, Pritsker (2000) souligne que les chocs de liquidité corrélée obligent les investisseurs à rééquilibrer leurs portefeuilles contrairement aux chocs de richesse qui leur laissent le choix de réajuster ou non leurs positions sur plusieurs marchés.

En outre, Kodres et Pritsker (2002) admettent que l'ampleur des crises de liquidité est d'autant plus grave lorsqu'elles sont accompagnées d'une asymétrie d'information, créant ainsi plus de volatilité sur les marchés financiers.

### ***2.2.3 L'asymétrie d'information***

Les effets d'asymétrie d'information sont reconnus comme ayant un rôle majeur dans la dynamique des crises financières (Mishkin, 1996). Ainsi, comme rapporté par Dornbusch et al. (2000) et Edwards (2000) dans le cadre de la transmission des chocs, l'asymétrie d'information

---

<sup>15</sup> Lorsque certains acteurs du marché doivent liquider une partie de leurs actifs sur d'autres marchés pour obtenir des liquidités.

constitue un autre canal de la contagion pure. Dornbusch et al. (2000) soulignent que les investisseurs pourraient penser que l'existence d'une crise sur un marché est synonyme d'occurrence de futures crises ailleurs, dans un environnement marqué par l'absence d'informations parfaites.

C'est dans cet esprit et à la suite de la crise de 1987, King et Wadhvani (1990) ont étudié le rôle d'asymétrie d'information dans la propagation des chocs entre pays, tout en prenant un modèle qui suppose l'existence des investisseurs rationnels disposant d'une information incomplète. Ces auteurs soulignent qu'une crise dans un pays pourrait entraîner d'autres crises ailleurs via le comportement des agents rationnels qui cherchent à déduire l'information à partir de la volatilité des prix côtés sur d'autres marchés<sup>16</sup>. Par conséquent, un canal se forme à travers lequel « une erreur » sur un marché se propage à d'autres marchés. Par ailleurs, Longstaff (2010) précise que, dans le contexte des asymétries d'information/informations corrélées, la contagion se produit rapidement à travers le processus de la découverte des prix. Ainsi, ce mécanisme de transmission des chocs impacte immédiatement les prix sur les marchés affectés par la contagion, notamment si leur liquidité est plus forte que celle du marché source de crise.

Dans le même ordre d'idée, Pristker (2000) souligne l'impact des informations imparfaites dans la transmission des chocs entre les marchés. En effet, un choc sur le marché « i » pourrait constituer une information pertinente pour les investisseurs du marché « j ». Par conséquent, ce dernier entre dans une phase de crise marquée par une baisse des prix. En d'autres termes, en présence d'asymétrie d'information, un choc dans un pays « i » pourrait avoir des effets adverses dans un autre pays « j » qui sont excessifs par rapport à l'information complète de ses fondamentaux macroéconomiques. C'est pourquoi, Pristker (2000) suggère un changement institutionnel permettant une amélioration de la qualité informationnelle divulguée sur les actifs des pays « i » et « j ».

Calvo (1999) a proposé une explication de la propagation de la crise russe, en présence d'une asymétrie d'information entre les investisseurs sur les marchés. En effet, la chute de la valeur de la dette russe en 1998 a conduit les investisseurs informés, utilisant l'effet de levier, à mettre en place une stratégie de vente d'actifs financiers sur d'autres marchés émergents pour faire face aux appels de marge. Dans cette situation, les investisseurs non informés ne sont pas parvenus à comprendre la cause de ces ventes et ont contribué par un effet de mimétisme à amplifier les retraits de capitaux sur ces marchés. Il s'ensuit que les investisseurs non informés

---

<sup>16</sup> « Hence, an individual trading in London may feel that information is revealed by the price changes in the New York and Tokyo stock exchanges. Observed price changes are used to infer other agents' information » (King et Wadhvani, 1990, p. 7).

interprétaient la vente de ces actifs par la présence de problèmes fondamentaux dans ces pays émergents. Par conséquent, ils ont choisi de se retirer de leurs marchés, transmettant ainsi la crise russe vers d'autres pays.

Il faut noter que l'information comporte un coût d'accès qui est souvent important, en particulier lorsqu'il s'agit d'investir sur les marchés émergents. Faute de moyens, les petits investisseurs sont dans l'impossibilité de collecter et de traiter les informations spécifiques à chaque pays. Par conséquent, ils ont tendance à suivre le comportement des investisseurs informés et non pas leurs propres informations pour investir sur chaque marché (Calvo et Mendoza, 2000 ; Scharfstein et Stein, 1990 ; Wermers, 1999). Calvo et Mendoza (2000) soulignent qu'en cas de crise, ce comportement moutonnier des agents conduit à accentuer les ventes d'actifs et les retraits de capitaux. D'ailleurs, Kaminsky et Schmukler (1999) ont constaté que le comportement moutonnier des investisseurs a joué un rôle déterminant lors de la crise asiatique à la suite des publications de mauvaises informations par les organisations internationales et les agences de notation. Toutefois, l'accroissement de ce comportement au cours du temps peut être rationnel selon Banerjee (1992), Bikhchandani et al. (1992) et Shiller (1995). Dornbusch et al. (2000) présentent l'exemple des investisseurs institutionnels qui, par peur de perdre leurs réputations, choisissent de ne pas agir en premier. Ainsi, ils se contentent de suivre le comportement du troupeau, même lorsque l'évolution du marché favorise l'achat ou la vente d'un nouveau portefeuille.

### **3. Les méthodes économétriques d'analyse de la contagion financière**

La distinction entre la contagion fondamentale et la contagion pure revêt un intérêt crucial pour les décideurs politiques et les autorités monétaires et de supervision/régulation. Elle conditionne la définition des stratégies à mettre en œuvre afin de réduire la vulnérabilité des marchés à la contagion (Anastasopoulos, 2018 ; Baig et Goldfajn, 1999 ; Forbes, 2012 ; Georgoutsos et Migiakis, 2017 ; Li, 2009, parmi d'autres). En effet, si les chocs sont transmis par les canaux de la contagion pure<sup>17</sup>, les stratégies de contrôle de capitaux, d'achat d'actifs de portefeuille, de garantie des dépôts bancaires, d'injection de liquidités dans le secteur bancaire et financier et d'apport d'une assistance financière jusqu'à la stabilisation des relations économiques sont suffisantes pour atténuer les effets de contagion. Par exemple, dans le cadre de la crise de l'euro, Moro (2014) souligne que dans le cas d'une déconnexion entre le niveau des primes de risque souverain des pays de l'UEM et de leurs fondamentaux

---

<sup>17</sup> En d'autres termes, par des canaux temporaires.



macroéconomiques, les décideurs politiques doivent empêcher ces pays de se retrouver dans un mauvais équilibre. Cet objectif peut être atteint grâce à des politiques de liquidité plus actives de la BCE visant à empêcher qu'une crise de liquidité ne conduise à une crise de solvabilité auto-réalisatrice.

Toutefois, dans le cas d'occurrence d'une contagion de nature fondamentale<sup>18</sup>, ces stratégies de court terme servent uniquement à retarder un ajustement nécessaire. Dans ce cas, il est primordial de procéder par la mise en place de stratégies de long terme/des politiques structurelles telles que : la diversification des partenaires commerciaux entre plusieurs pays et industries, la réduction de l'effet de levier et l'application des exigences en fonds propres dans le secteur bancaire, la supervision de la nature des flux de capitaux qui ne doivent pas se baser principalement sur la dette, la consolidation des fondamentaux macroéconomiques, la communication en avance sur les politiques à mettre en œuvre par les institutions financières internationales selon les différents scénarios possibles.

Afin de tester l'effet de contagion et de déterminer ses canaux, l'examen de la littérature montre l'utilisation de plusieurs techniques économétriques. A ce titre, Forbes et Rigobon (2002), Pericoli et Sbracia (2003), Corsetti et al. (2005) et Forbes (2012) présentent un résumé des différentes méthodes mobilisées dans les travaux empiriques portant sur la contagion. Nous retenons principalement l'approche fondée sur les coefficients de corrélation inconditionnelle<sup>19</sup>, les modèles de probabilité conditionnelle<sup>20</sup>, l'approche de co-intégration et à correction d'erreur<sup>21</sup>, les modèles des corrélations conditionnelles dynamiques<sup>22</sup>, la technique des copules<sup>23</sup> et l'approche des ondelettes<sup>24</sup>.

On note que dans le cadre de la plupart de ces travaux, l'effet de contagion est étudié sur les marchés boursiers. Ce constat s'explique par la disponibilité des données à haute fréquence durant de longues périodes d'observation et pour d'importants échantillons de pays. Néanmoins, il existe des travaux qui ont analysé la transmission des chocs sur d'autres types de

---

<sup>18</sup> En d'autres termes, via des canaux permanents.

<sup>19</sup> (Chiang et al., 2007 ; Forbes et Rigobon, 2002 ; King et Wadhvani, 1990 ; Lee et Kim, 1993, etc.)

<sup>20</sup> (Caramazza et al., 2004 ; Eichengreen et al., 1996 ; Glick et Rose, 1999 ; Gomez-Puig et Sosvilla-Rivero, 2016 ; Haile et Pozo, 2008 ; Kaminsky et Reinhart, 2000, etc.)

<sup>21</sup> (Boubaker et al., 2016 ; Huyghebaert et Wang, 2010 ; Kenourgios et Padhi, 2012 ; Malliaris et Urrutia, 1992 ; Yunus, 2013, etc.)

<sup>22</sup> (Alexakis et al., 2016 ; Alexakis et Pappas, 2018 ; Banerjee, 2021 ; Celik, 2012 ; Chiang et al., 2007 ; Dimitriou et al., 2013 ; Gjika et Horváth, 2013 ; Kchaou et Bellalah, 2020 ; Kenourgios et al., 2011 ; Kenourgios et Dimitriou, 2015 ; Kenourgios et Padhi, 2012 ; Pappas et al., 2016 ; Pentecost et al., 2019 ; Rotta et Pereira, 2016 ; Syllignakis et Kouretas, 2011, etc.)

<sup>23</sup> (Aloui et al., 2011 ; Aloui et al., 2013 ; Changqing et al., 2015 ; Dai et al., 2020 ; Horta et al., 2010 ; Kenourgios et al., 2011 ; Rodriguez, 2007 ; Wen et al., 2012, etc.)

<sup>24</sup> (Albulescu et al., 2017 ; Aloui et Hkiri, 2014 ; Benhmad, 2013 ; Das et al., 2018 ; Dash et Maitra, 2019 ; Dewandaru et al., 2015 ; Dewandaru et al., 2016 ; Dewandaru et al., 2017 ; Dewandaru et al., 2018 ; Fiti et al., 2015 ; Gallegati, 2012 ; Madaleno et Pinho, 2012 ; Ranta, 2013 ; Rizvi et al., 2015 ; Tiwari et al., 2016 ; Vácha et al., 2019, etc.)

marchés financiers. On peut citer le cas des marchés des dettes<sup>25</sup>, des spreads des *Credit Default Swaps* (CDS)<sup>26</sup>, des devises<sup>27</sup>, des matières premières<sup>28</sup> et des volatilités implicites<sup>29</sup>.

### 3.1 L'approche des coefficients de corrélation inconditionnelle

Plusieurs auteurs s'accordent sur le fait qu'une augmentation statistiquement significative des coefficients de corrélation entre les prix/rentabilités des actifs financiers à la suite d'une crise est synonyme de contagion.

King et Wadhvani (1990) étaient les premiers chercheurs à mobiliser les coefficients de corrélation pour traiter la contagion durant l'épisode du crash boursier de 1987. En utilisant des données horaires des marchés boursiers de New-York, Londres et Tokyo pour une période s'étalant de juillet 1987 à février 1988, ils ont prouvé le caractère contagieux de cet épisode. En effet, ce dernier a affecté le marché de Londres durant la période de crise. Néanmoins, bien que les auteurs évoquent l'impact de la volatilité sur le niveau de corrélation, ils n'en tiennent pas compte dans leur test de contagion.

En se basant sur la même approche, Lee et Kim (1993) ont examiné l'effet de la même crise (crash boursier d'octobre 1987) sur les co-mouvements entre douze marchés boursiers. Leur étude utilise douze indices boursiers de fréquence hebdomadaire entre août 1984 et décembre 1990. Les résultats montrent un accroissement des corrélations entre les marchés boursiers après le crash de 1987 sur une longue période. Lee et Kim (1993) trouvent également que les corrélations entre les marchés boursiers sont très élevées lorsque la place boursière des États-Unis affiche une forte volatilité. Cette constatation démontre l'attribution des investisseurs d'une forte pondération aux facteurs internationaux dans la détermination de leurs stratégies d'investissement et d'allocation d'actifs durant les périodes de turbulences financières.

Dans le même ordre d'idée, Calvo et Reinhart (1996) ont analysé la contagion de la crise mexicaine sur les marchés boursiers de six pays d'Amérique latine. Leurs résultats soulignent l'occurrence de la contagion sur tous les marchés boursiers de l'échantillon à l'exception de la place financière colombienne.

---

<sup>25</sup> (Claeys et Vašíček, 2014 ; Coudert et Gex, 2010 ; Kchaou et Bellalah, 2020, parmi d'autres)

<sup>26</sup> (Broto et Pérez-Quirós, 2015 ; Kenourgios et Padhi, 2012 ; Tamakoshi et Hamori, 2013a ; Tamakoshi et Hamori, 2014 ; Tamakoshi et Hamori, 2016 ; Wang et Moore, 2012, parmi d'autres)

<sup>27</sup> (Dimitriou et al., 2017 ; Dimitriou et Kenourgios, 2013 ; Khalid et Rajaguru, 2007 ; Leung et al., 2017, parmi d'autres)

<sup>28</sup> (Aboura et Chevallier, 2015 ; Algieri et Leccadito, 2017 ; Gozgor et al., 2016, parmi d'autres)

<sup>29</sup> (Kenourgios, 2014, parmi d'autres)

En suivant un raisonnement similaire et afin de tester l'hypothèse de contagion de la crise asiatique sur les marchés financiers<sup>30</sup> de cinq pays du Sud Est d'Asie, Baig et Goldfajn (1999) ont utilisé l'approche des coefficients de corrélation. Les auteurs montrent que la contagion était plus évidente sur les marchés de changes et des dettes souveraines. En effet, les coefficients de corrélation sur ces marchés ont significativement augmenté durant la période de crise. Par ailleurs, en prenant en compte les fondamentaux et les informations spécifiques de chaque pays, Baig et Goldfajn (1999) confirment l'occurrence de la contagion sur les marchés boursiers et des changes.

Cette approche fondée sur les coefficients de corrélation inconditionnelle a été critiquée par Forbes et Rigobon (2002). Dans leur article intitulé « *No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements* », ces auteurs ont proposé d'exploiter les coefficients de corrélation ajustés à l'hétéroscédasticité. En effet, l'accroissement de la volatilité durant les périodes de turbulences financières augmente les coefficients de corrélation entre les marchés. Par conséquent, cela conduit à biaiser les résultats des tests de contagion. Ainsi, en mobilisant les coefficients de corrélation ajustés au biais d'hétéroscédasticité, Forbes et Rigobon (2002) ont rejeté l'hypothèse de l'accroissement significatif des co-mouvements entre les marchés boursiers après le crash de 1987 et les crises mexicaine et asiatique. Ce résultat montre ainsi que la propagation des chocs suite à ces épisodes s'explique seulement par l'interdépendance<sup>31</sup> entre les pays affectés et ceux représentant les sources de crises.

En utilisant la méthode proposée par Forbes et Rigobon (2002), Collins et Biekpe (2003) ont infirmé l'hypothèse de contagion sur la plupart des places financières africaines (à l'exception de l'Égypte et de l'Afrique du Sud) à la suite du crash boursier du marché de Hong Kong en 1997. En outre, Chiang et al. (2007) ont examiné la contagion de la crise asiatique sur les marchés boursiers de neuf pays asiatiques<sup>32</sup> entre 1990 et 2003 en se basant sur la même approche. Les résultats trouvés confirment la contagion de cette crise sur quelques marchés boursiers. Par ailleurs, ce phénomène était plus significatif en utilisant la méthode des coefficients de corrélation sans ajustement au biais d'hétéroscédasticité. Dans la même perspective, Lee et al. (2007) ont analysé l'impact du tsunami du 26 décembre 2004 qui s'est produit au large de l'île indonésienne de Sumatra sur 26 marchés boursiers et des changes internationaux. Ils montrent l'absence de contagion sur tous les marchés boursiers. Toutefois,

---

<sup>30</sup> A savoir les marchés boursiers, les marchés des changes, les marchés des dettes souveraines et les marchés des taux d'intérêt.

<sup>31</sup> Matérialisée par un fort co-mouvement entre les marchés durant les périodes d'accalmie et de crise.

<sup>32</sup> Le marché boursier des États-Unis a été inclus afin de tenir compte du facteur global commun et pour résoudre le problème des variables omises.

trois marchés des changes (Inde, Philippines, Hong Kong) étaient impactés par la transmission des chocs après ce tsunami. Lee et al. (2007) concluent que les marchés financiers des pays en développement sont plus sensibles à l'effet de contagion que ceux des pays développés et que la transmission des chocs peut se produire non seulement durant les crises financières mais aussi lors des catastrophes naturelles.

Forbes (2012) a critiqué l'approche des coefficients de corrélation inconditionnelle. Elle indique que les résultats qui en découlent manquent de robustesse même après l'ajustement du biais d'hétéroscédasticité. En effet, les variables omises ainsi que la non prise en compte des effets de rétroaction peuvent biaiser les valeurs estimées des coefficients de corrélation. C'est pourquoi, la plupart des universitaires ont cessé d'utiliser cette méthode pour tester l'hypothèse de contagion.

### **3.2 Les modèles des probabilités conditionnelles**

Les modèles des probabilités conditionnelles constituent l'une des premières approches qui ont été utilisées pour détecter la présence du caractère contagieux d'une crise. L'apport de ces modèles réside non seulement dans le test de l'hypothèse de contagion mais aussi dans la détermination des canaux de transmission de la crise d'un marché à un autre. Toutefois, cette méthode a eu un succès limité dans le contrôle des biais d'endogénéité et des variables omises (Forbes, 2012).

Eichengreen et al. (1996) ont étudié la contagion des crises de change. Pour ce faire, ils ont utilisé le modèle probit appliqué sur des données macroéconomiques et politiques trimestrielles de 20 pays entre 1959 et 1993. Les résultats confirment la présence du caractère contagieux des crises de change. En effet, l'existence d'une crise de change ailleurs augmente de 8% la probabilité de survenance d'attaques spéculatives dans d'autres pays, même après avoir pris en compte les fondamentaux macroéconomiques et politiques des pays impactés par la crise.

Glick et Rose (1999) ont testé la contagion de cinq crises de change (en 1971, 1973, 1992, 1994 et 1997). En mobilisant le modèle probit pour des données transversales de 161 pays, ils trouvent que les crises de change affectent les pays qui sont fortement liés par le commerce international. En effet, les auteurs soulignent l'importance des liens commerciaux par rapport aux similitudes macroéconomiques dans la propagation des crises de change. C'est pourquoi ces dernières ont tendance à être régionales.

A travers la nature « régionale » des crises mexicaine de 1994 et asiatique de 1997, Kaminsky et Reinhart (2000) ont examiné le rôle des canaux commerciaux et financiers dans la transmission des chocs. Les résultats montrent qu'un fort lien commercial augmente les liens financiers surtout à travers les banques commerciales. En outre, en se basant sur la variation entre la probabilité conditionnelle et inconditionnelle d'occurrence de crise, Kaminsky et Reinhart (2000) ont établi un classement des canaux de transmission des chocs comme suit : le canal du prêteur commun a occupé la première place dans les mécanismes de propagation des chocs. Le canal des fortes corrélations entre les rentabilités des marchés financiers a constitué le deuxième véhicule de transmission de crise. Les canaux du commerce bilatéral et du commerce sur un marché tiers ont pris, respectivement, la troisième et la quatrième place. Par ailleurs, ces auteurs ont montré l'importance des banques américaines et japonaises<sup>33</sup> dans la transmission des chocs, respectivement, de la crise de la dette durant les années 1980 et de la crise asiatique de 1997. En effet, lorsqu'un prêteur commun est confronté à une baisse de la performance de ses crédits dans un pays en crise, il a tendance à réduire son volume d'activité dans la région sur laquelle il intervient. Toutefois, le canal des fortes corrélations entre les marchés boursiers des pays d'Amérique latine a constitué le principal mécanisme de transmission des chocs de la crise mexicaine de 1994.

Dans le même ordre d'idée, Van Rijckeghem et Weder (2001) ont utilisé le modèle probit afin d'examiner l'importance de l'effet du créancier commun dans la propagation des crises mexicaine, thaïlandaise et russe. En incluant les liens commerciaux et les fondamentaux macroéconomiques comme variables de contrôle, ces auteurs trouvent que les prêteurs bancaires communs jouent un rôle majeur dans la contagion de ces trois crises. Par ailleurs, Van Rijckeghem et Weder (2001) montrent que, dans le cadre de la crise asiatique, l'effet du créancier commun était rarement significatif en présence des liens commerciaux.

De même, Caramazza et al. (2004) ont démontré l'importance du rôle du prêteur commun dans la propagation des crises de change mexicaine, asiatique et russe durant les années 1990. Ainsi, en se basant sur le modèle probit pour un panel de 41 marchés émergents, ces auteurs montrent que la variable du créancier commun était la plus significative et la plus robuste<sup>34</sup>. En effet, lorsque plusieurs pays disposent d'un prêteur commun, une crise financière dans un pays « i » peut exercer une pression sur le marché financier du pays « j » si le prêteur commun réduit ses prêts accordés à ce dernier pays. Ces auteurs montrent aussi que les effets de contagion sont

---

<sup>33</sup> Qui sont des prêteuses communes.

<sup>34</sup> Elle a détenu toute seule la moitié de la puissance explicative de la régression de référence dans laquelle les variables macroéconomiques internes et externes et celles des liens commerciaux ont été incluses.

d'autant plus intenses sur le pays « j » si la part des crédits distribuées à ce pays par le créateur commun est fortement représentée dans son portefeuille de créances et si les engagements extérieurs du pays « j » sont majoritairement dûs à ce créateur commun. En outre, Caramazza et al. (2004) soulignent l'importance des liens financiers avec le pays source de crise dans la concentration régionale des crises de change.

En se plaçant dans cet esprit d'analyse, Haile et Pozo (2008) ont étudié la contagion des crises de change via le modèle probit<sup>35</sup>. En utilisant des données trimestrielles de 1960 à 1998 pour 37 pays développés et émergents, ces auteurs ont trouvé que les crises de change sont contagieuses. De plus, ils ont montré le caractère régional de la contagion, ce qui corrobore les conclusions d'Eichengreen et al. (1996), Glick et Rose (1999) et Caramazza et al. (2004). En outre, Haile et Pozo (2008) ont souligné l'importance des liens commerciaux dans l'explication de la propagation des chocs liés aux crises de change entre les pays. Ils ont montré également que la contagion était conduite par le comportement moutonnier des investisseurs sur les marchés financiers émergents. Par ailleurs, ces auteurs soulignent que la probabilité d'occurrence d'une attaque spéculative dans un pays « i » augmente avec l'accroissement du nombre de ses pays voisins en crise, impliquant ainsi la significativité de l'effet du voisinage dans la transmission des crises de change. Ainsi, en tenant compte de tous les résultats dégagés et dans le but de se prémunir contre les crises de change, Haile et Pozo (2008) recommandent aux partenaires commerciaux de diversifier leurs liens commerciaux internationaux et/ou de fixer de manière multilatérale un taux de change afin d'éviter d'éventuelles attaques spéculatives à la suite de la dégradation de leurs compétitivités internationales. Dans le cas extrême, Haile et Pozo (2008) proposent de créer une zone monétaire similaire à celle de l'euro.

Gomez-Puig et Sosvilla-Rivero (2016) ont investigué la nature des canaux de transmission de la crise de l'euro sur dix marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. Les auteurs ont utilisé le modèle logit entre janvier 1999 et décembre 2012. Ils ont trouvé que la contagion fondamentale (à travers des variables macroéconomiques régionales et locales) et pure (par le biais des indicateurs globaux, régionaux et locaux de mesure du sentiment des marchés) expliquent les épisodes de propagation des chocs de cette crise.

---

<sup>35</sup> Le travail de Haile et Pozo (2008) a une double contribution par rapport aux travaux d'Eichengreen et al (1996), Glick et Rose (1999), Kaminsky et Reinhart (2000) et Rijckeghem et Weder (2001). D'un côté, Haile et Pozo (2008) ont déterminé les crises sur le marché des changes de chaque pays à travers la théorie des valeurs extrêmes, ce qui constitue une approche objective par rapport à celles utilisées dans les travaux précédemment cités. De l'autre, ces auteurs ont simultanément testé quatre canaux de transmission des chocs, à savoir le canal commercial, le canal financier, le canal des similitudes macroéconomiques et le canal de l'effet de voisinage.

Récemment, le modèle logistique a été appliqué par Pentecost et al. (2019). Ces derniers ont souligné la surperformance des variables financières, et en particulier le ratio dette publique/produit intérieur brut (PIB), par rapport aux variables commerciales dans l'explication de la vulnérabilité des marchés souverains européens face à la contagion de la crise de l'euro.

### **3.3 Les modèles de co-intégration et à correction d'erreur**

L'approche introduite par Engle et Granger (1987) dans le cadre des modèles de co-intégration et à correction d'erreur a ouvert la réflexion sur l'étude des relations à long et court terme entre les places financières. Les travaux traitant la contagion financière ont utilisé diverses techniques telles que l'approche de co-intégration bivariée et multivariée, avancée respectivement par Engle et Granger (1987) et Johansen (1988). De plus, ces travaux se sont également basés sur les modèles vectoriels à correction d'erreur et de causalité au sens de Granger introduits, respectivement, par Johansen (1991) et Granger (1969). Ainsi, une augmentation du nombre de relations à long ou à court terme entre deux marchés financiers de la période de pré-crise à la période de crise est synonyme de contagion (Arshanapalli et Doukas, 1993 ; Chen et al., 2002 ; Kosmidou et al., 2019).

Afin d'analyser la contagion du crash boursier de 1987, Malliaris et Urrutia (1992) ont examiné les relations d'avance et/ou de retard entre les indices boursiers de six pays, à savoir l'Australie, Hong Kong, le Japon, Singapour, le Royaume-Uni et les États-Unis. Pour mener à bien leur étude, ils ont appliqué le test de causalité de Granger (1969) pour une période d'observation allant du 01 mai 1987 au 31 mars 1988. Les résultats révèlent l'absence de liens de causalité linéaire durant les périodes de pré-crise et post-crise. Par ailleurs, ces auteurs trouvent d'importants liens de causalité unidirectionnelle et bidirectionnelle durant le mois d'octobre 1987, illustrant le caractère contagieux de cette crise.

Dans le même sens, Choudhry et al. (2007) ont analysé les relations de long terme sur la base de la méthode de co-intégration multivariée entre huit marchés boursiers asiatiques ainsi qu'avec les marchés américain et japonais. Les auteurs montrent la présence de vecteurs de co-intégration significatifs entre ces huit places financières asiatiques durant les diverses phases d'étude retenues (avant, durant et après la crise asiatique). Par ailleurs, les résultats indiquent aussi que le plus grand nombre de vecteurs significatifs est observé durant la période de crise. Choudhry et al. (2007) concluent que la crise asiatique est contagieuse, ce qui remet en cause l'attrait de la diversification internationale durant les périodes de turbulences financières.

Dans cet esprit, Huyghebaert et Wang (2010) ont étudié les relations à long et court terme entre sept marchés boursiers asiatiques avant, durant et après la crise asiatique de 1997. Pour ce faire, ils ont appliqué la méthode de co-intégration multivariée, les liens de causalité au sens de Granger et les fonctions de réponses impulsionnelles entre ces marchés du 01 juillet 1992 au 30 juin 2003. Pour la période de pré-crise, ces auteurs trouvent que ces marchés sont significativement affectés par les chocs globaux et faiblement touchés par les chocs régionaux, à l'exception des places boursières de Shanghai and Shenzhen. Par ailleurs, durant la période de crise, les liens entre les marchés examinés se sont renforcés, hormis ceux avec le marché boursier de la Chine Continentale. Néanmoins, cette augmentation de l'interdépendance entre les marchés était temporaire, ce qui confirme l'occurrence de l'effet de contagion. Ces auteurs trouvent également que les marchés de Hong Kong et de Singapour étaient les sources de propagation de la crise asiatique à l'échelle régionale et mondiale.

Kenourgios et Padhi (2012) ont utilisé les méthodes de co-intégration et vectoriel à correction d'erreur (VECM) pour examiner l'effet de contagion de plusieurs crises (la grippe asiatique, le virus russe, le défaut de paiement argentin et de la crise des subprimes) sur les marchés boursiers et des dettes de 18 pays émergents. Pour ce faire, une base de données a été construite couvrant la période 1994-2008. Kenourgios et Padhi (2012) trouvent que les marchés boursiers et de dettes des pays émergents étaient affectés par la crise des subprimes, et que le défaut de paiement argentin n'a pas eu d'effets sur ces marchés. Par ailleurs, les crises asiatique et russe ont pris une position intermédiaire en impactant uniquement les marchés boursiers.

Yunus (2013) a analysé la dynamique d'interdépendance entre dix marchés boursiers de 1993 jusqu'à 2008 et notamment le rôle des crises financières dans l'intensification des liens entre ces marchés. A cette fin, elle a mobilisé la technique de co-intégration récursive. Les résultats empiriques montrent un fort degré d'intégration entre ces marchés qui n'a cessé de s'accroître avec le temps. Par ailleurs, elle trouve que la plupart des crises financières renforce le niveau de convergence entre ces dix marchés, ce qui dévoile leur caractère contagieux. Plus intéressant, cette technique économétrique a permis de déterminer le 'timing' des crises sur les marchés examinés. En effet, le premier et deuxième vecteur de co-intégration sont apparus, respectivement, en 1993 et début 1994, résultant de l'interdépendance entre les indices boursiers. Le troisième vecteur de co-intégration a surgi à la fin de 1994, lors de l'éclatement de la crise mexicaine. Finalement, le quatrième vecteur de co-intégration a émergé entre 1997 et 1998, durant la période marquée par l'émergence des crises asiatique et russe. Ce quatrième



vecteur a disparu puis a resurgi au début de l'année 2000 et en 2006, respectivement, lors de l'éclatement de la bulle internet et au début de la crise du secteur immobilier aux États-Unis.

Dans le même sens, Boubaker et al. (2016) ont examiné la contagion de la crise des subprimes entre le marché boursier américain et ceux de dix pays développés et émergents durant la période allant du 03 janvier 2005 au 21 janvier 2014. Ces auteurs ont utilisé la technique de co-intégration multivariée et le test de causalité linéaire au sens de Granger. De plus, ils ont mobilisé les fonctions de réponses impulsionnelles afin d'analyser la réaction des indices, suite à un choc porté sur le marché américain avant et après la faillite de *Lehman Brothers*. Les résultats trouvés soulignent l'occurrence de la contagion de la crise des subprimes sur tous les marchés examinés. C'est pourquoi, les auteurs suggèrent la mise en place d'une politique monétaire garantissant la liquidité des marchés boursiers.

Dans le contexte de la crise grecque, De Santis (2012) a étudié l'hypothèse de sa transmission sur neuf marchés souverains de l'UEM entre le 01 septembre 2008 et le 04 août 2011. Les résultats montrent l'existence d'un effet de débordement du marché grec aux marchés français, belge, espagnol, irlandais, italien et portugais en recourant aux fonctions de réponses impulsionnelles. En effet, une dégradation inattendue de la note de la dette souveraine grecque à 10 ans entraîne une augmentation cumulée des spreads portugais, espagnol, irlandais, italien, belge et français, respectivement de, 40, 25, 20, 15, 7 et 3 pb soixante jours après la publication de l'information.

Dans le même ordre d'idée, Gomez-Puig et Sosvilla-Rivero (2016) ont examiné la nature de la contagion de la crise de l'euro (contagion fondamentale et/ou pure). Cette étude a porté sur dix pays de l'UEM entre janvier 1999 et décembre 2012. Afin de déterminer les périodes contagieuses<sup>36</sup>, ces auteurs ont analysé la dynamique de l'évolution de la causalité linéaire au sens de Granger pour chaque paire de séries des spreads souverains à 10 ans par le biais des régressions roulantes. Les résultats montrent que ces épisodes se sont concentrés après la création de l'UEM, avant et durant la crise des subprimes ainsi que lors de la crise de l'euro<sup>37</sup>. Par conséquent, ces auteurs soulignent la précision de cette approche dans la détection et surtout l'anticipation de la crise de la dette souveraine en zone euro.

Sur la base des travaux présentés dans cette sous-section, on conclut que la méthode de co-intégration est peu pertinente pour tester l'hypothèse de transmission des chocs entre les

---

<sup>36</sup> Marquées par une intensification significative de la causalité.

<sup>37</sup> Surtout en 2011 quand la contagion a atteint son apogée.

marchés financiers. Comme formulé par Forbes et Rigobon (2002), l'approche de co-intégration prend en compte des horizons de long terme. Par conséquent, cette méthodologie peut ne pas détecter les changements des relations entre les marchés qui surgissent à très court terme, conduisant à une sous-estimation de ce phénomène. En effet, plusieurs travaux démontrent que la propagation des chocs sur les marchés financiers disparaît au bout d'une semaine, voire moins (Ait-Sahalia et al., 2015 ; Baig et Goldfajn, 1999).

### **3.4 Les modèles des corrélations conditionnelles dynamiques**

Les limites des techniques économétriques avancées dans les sous-sections précédentes ont poussé les chercheurs à utiliser le modèle *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH) proposé par Engle (1982) et sa version généralisée (GARCH) développée par Bollerslev (1986). Ces méthodes ont le mérite de modéliser la variance conditionnelle dynamique et constituent la base pour déterminer les corrélations variables dans le temps à travers le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques (DCC) ainsi que ses extensions. L'effet de contagion est par la suite attesté dans le cas où les corrélations conditionnelles dynamiques entre les prix/rentabilités des actifs financiers augmentent d'une manière significative durant la période de crise.

C'est dans cet esprit d'analyse que Chiang et al. (2007) ont étudié la contagion de la crise asiatique pour une période d'observation allant du 01 janvier 1990 au 21 mars 2003. Pour ce faire, les auteurs ont utilisé le modèle DCC d'Engle (2002), pour neuf marchés boursiers asiatiques<sup>38</sup>. Les résultats trouvés ont confirmé la contagion de la crise asiatique sur les marchés étudiés. En effet, l'analyse des corrélations conditionnelles dynamiques entre les rentabilités journalières identifie deux phases de crise : le premier épisode s'est étalé du 02 juillet 1997 au 17 octobre 1997. Cette phase est marquée par une augmentation significative des corrélations conditionnelles dynamiques reflétant ainsi l'occurrence de la contagion. Ce résultat contredit les conclusions de Forbes et Rigobon (2002) expliquant la transmission des chocs aux pays asiatiques par leur forte interdépendance. Le deuxième épisode, couvrant le reste de la partie de 1997 et l'année 1998, est caractérisé par la persistance d'un niveau élevé des corrélations conditionnelles dynamiques. Chiang et al. (2007) expliquent ce résultat par le comportement moutonnier des investisseurs. En effet, durant cette deuxième phase de crise, chaque information spécifique à un pays était considérée comme commune à toute la région.

---

<sup>38</sup> Chiang et al. (2007) ont inclus le marché états-unien pour tenir compte du facteur global ainsi pour résoudre le problème lié aux variables omises.

Dans le même esprit d'analyse, Kenourgios et al. (2011) ont examiné la contagion des crises asiatique, russe, brésilienne et *dotcom* en utilisant le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques généralisées asymétriques (AG-DCC) de Cappiello et al. (2006). Ce modèle a le mérite d'examiner la réponse asymétrique des volatilités et des corrélations conditionnelles aux chocs positifs et négatifs de même amplitude ainsi que de surmonter les problèmes liés aux variables omises. Leur étude a porté sur les marchés boursiers de six pays dont quatre émergents (BRIC) et deux développés (les États-Unis et le Royaume-Uni) du 02 janvier 1995 au 31 octobre 2006. L'analyse des moyennes des corrélations conditionnelles entre les rentabilités des pays source de crise, d'une part, et des autres pays, d'autre part, confirme l'hypothèse de la transmission des chocs lors de chaque épisode de turbulences financières. En outre, les résultats trouvés montrent la violence de la crise liée à l'éclatement de la bulle internet/*dotcom* par rapport aux autres crises. En effet, cette crise a engendré les variations des moyennes des corrélations conditionnelles dynamiques les plus importantes entre les États-Unis et le Royaume-Uni d'une part et les autres pays d'autre part, entre les périodes d'accalmie et de crise.

Kenourgios et Padhi (2012) ont analysé la transmission des crises asiatique, russe, argentine et des subprimes sur les marchés boursiers et des dettes de neuf pays émergents. Pour ce faire, les auteurs ont utilisé le modèle AG-DCC de Cappiello et al. (2006) durant la période 1994-2008. Les résultats prouvent l'occurrence d'une contagion « intra-régionale » suite à la crise asiatique et « globale » suite aux crises russe et des subprimes. Kenourgios et Padhi (2012) expliquent le caractère « intra-régional » de la transmission de la crise asiatique par la similitude des politiques monétaires des pays asiatiques d'une part et par le renforcement des échanges commerciaux entre eux d'autre part. En outre, le caractère « global » de la contagion des crises russe et des subprimes est expliqué par le changement du comportement des investisseurs envers le risque. Par ailleurs, le défaut de paiement argentin a épargné les marchés étudiés et a constitué ainsi un cas isolé par rapport aux autres épisodes de crise. En effet, suite à diverses crises affectant les pays émergents, les grands acteurs des marchés financiers ont réduit d'une manière importante leur intervention sur les places émergentes. Ainsi, selon ces auteurs, la crise argentine était anticipée par les investisseurs qui ont tiré des leçons à travers le défaut de paiement russe en 1998. Finalement, Kenourgios et Padhi (2012) trouvent que la transmission des chocs est plus violente sur les marchés boursiers que sur les marchés des dettes. C'est pourquoi, ils suggèrent aux gestionnaires de portefeuille d'investir dans des titres issus des deux marchés afin d'optimiser les gains de la diversification internationale durant les périodes d'instabilité financière.

En se basant sur le modèle DCC d'Engle (2002), Syllignakis et Kouretas (2011) ont étudié la dépendance entre les marchés boursiers allemand, états-uniens et russe d'une part et ceux de sept pays d'Europe Centrale et de l'Est d'autre part. Ces auteurs ont utilisé les indices boursiers hebdomadaires de ces marchés sur la période allant du 03 octobre 1997 au 13 février 2009. Les résultats indiquent une augmentation significative des corrélations des indices entre l'Allemagne et les États-Unis d'un côté et les pays d'Europe Centrale et de l'Est de l'autre pour la période 2007-2009. Ainsi, les auteurs affirment la présence de la contagion de la crise des subprimes sur ces marchés.

En utilisant le même modèle, c'est-à-dire le DCC d'Engle (2002), Celik (2012) a testé la contagion de la crise des subprimes sur les marchés de changes de dix-neuf pays émergents et développés du 03 janvier 2005 au 31 août 2009. Les résultats empiriques prouvent l'occurrence de l'effet de contagion sur tous les marchés étudiés à l'exception du Japon, de l'Afrique du Sud, de la Suisse et de la Thaïlande. De plus, l'auteur trouve que les marchés des pays émergents étaient plus affectés par la crise des subprimes que ceux des pays développés. Il explique ce résultat par la plus forte stabilité de ces derniers par rapport aux premiers marchés. Il conclut que la présence de l'effet de contagion remet en cause l'efficacité de la diversification internationale pendant les périodes de crise.

Dans le même ordre d'idée, Dimitriou et al. (2013) ont étudié l'effet de contagion de la crise des subprimes. Ils ont utilisé le modèle *Fractionally Integrated Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (FIAPARCH) de Tse (1998) couplé avec le modèle DCC de Tse et Tsui (2002) dans le but de déterminer les corrélations conditionnelles dynamiques entre le marché boursier américain et ceux des BRICS du 31 janvier 1997 jusqu'au 01 février 2012. Il est à noter que les phases de crise étaient déterminées via deux approches : la première est économique (à travers les publications de la Banque des Règlements Internationaux (BIS, 2009) et de la Réserve Fédérale de Saint Louis (Federal Reserve Board of St. Louis, 2009)). La seconde approche est économétrique et repose sur les résultats de l'estimation du modèle de la régression dynamique Markov Switching. Le mérite du modèle FIAPARCH-DCC réside dans la détection de la mémoire longue et de l'asymétrie des chocs positifs et négatifs sur la volatilité conditionnelle. A partir de l'analyse des corrélations conditionnelles dynamiques, Dimitriou et al. (2013) trouvent que la contagion n'a pas affecté la majorité des marchés des BRICS durant la première phase de la crise, ce qui atteste un certain découplage entre la place boursière des États-Unis d'une part et celles des autres pays d'autre part. Néanmoins, à partir de la faillite de *Lehman Brothers*, les co-mouvements entre les

marchés émergents et des États-Unis se sont renforcés, confirmant la transmission des chocs à cause du caractère « risquophobe » des investisseurs. Finalement, Dimitriou et al. (2013) recommandent l'apport de la liquidité sur les marchés en crise pour atténuer l'effet de contagion.

Kenourgios et Dimitriou (2015) ont examiné la contagion de la crise des subprimes entre deux indices mondiaux quotidiens<sup>39</sup> et dix indices boursiers et sectoriels journaliers de six régions. Pour ce faire, ils se sont basés sur le modèle FIAPARCH-DCC multivarié durant la période 2004-2010. Les résultats confirment la transmission de la crise des subprimes aux indices boursiers régionaux, ainsi qu'aux indices sectoriels financiers et non financiers. Les auteurs expliquent sa propagation aux secteurs non financiers par la financiarisation de l'économie réelle. En effet, l'accroissement des volumes des produits dérivés et le changement de la composition des négociants en ces actifs sur les marchés exposent ces secteurs aux fluctuations des places financières. Par ailleurs, les auteurs trouvent que dans toutes les régions étudiées, les secteurs de santé, des biens de consommation et des technologies ont bien résisté à la crise des subprimes. En outre, Kenourgios et Dimitriou (2015) montrent que la période post faillite de *Lehman Brothers* était marquée par un important effet de contagion, limitant les gains espérés de la diversification internationale.

Dans le même ordre d'idée, Rotta et Pereira (2016) ont étudié la contagion de la crise des subprimes sur les marchés boursiers du Brésil, de la Corée du Sud et du Royaume-Uni entre février 2001 et septembre 2012. Ils se sont basés sur le modèle *Regime Switching Dynamic Correlation* (RSDC), avancé par Pelletier (2006), qui combine le modèle *Constant Conditional Correlation* (CCC-GARCH) de Bollerslev (1990) et le modèle de changement de régime suggéré par Hamilton et Susmel (1994). Rotta et Pereira (2016) ont introduit une modification au modèle RSDC, en incluant le modèle GJR-GARCH de Glosten et al. (1993), afin de détecter l'effet d'asymétrie des chocs sur les variances conditionnelles. Les résultats trouvés confirment la transmission de la crise des subprimes aux trois marchés examinés. En effet, la matrice des corrélations conditionnelles pour le régime volatil a présenté des valeurs statistiquement plus élevées que celles de la matrice se rattachant au régime de stabilité.

Pour étudier la contagion de la crise des subprimes sur vingt-sept marchés boursiers de l'Union Européenne (UE), Pappas et al. (2016) ont mobilisé le modèle ADCC de Cappiello et al. (2016) associé avec le modèle GARCH de Bollerslev (1986) et celui de Markov Switching d'Hamilton

---

<sup>39</sup> A savoir l'indice boursier mondial (MSCI World) et l'indice financier mondial (MSCI World Financial).

(1994) pour la période 2000-2011. Cette méthodologie a le mérite de capter l'effet d'asymétrie des chocs sur les variances et les corrélations conditionnelles tout en identifiant les régimes d'accalmie et de crise d'une façon endogène. Les résultats indiquent l'occurrence de la contagion sur la plupart des marchés de l'échantillon, corroborant les travaux de Syllignakis et Kouretas (2011) et Kenourgios et Padhi (2012). En outre, Pappas et al. (2016) trouvent que les principaux membres de l'UE étaient les plus affectés par la contagion, contrairement à ses nouveaux membres. Ce résultat couplé avec la non synchronisation des pays dans l'entrée en régime de turbulences financières durant la crise des subprimes rejette l'hypothèse d'une parfaite intégration des marchés boursiers étudiés.

L'examen de la littérature montre d'autres travaux empiriques qui ont cherché à cerner la réaction des marchés face aux chocs de la crise grecque.

Dans cet esprit, Missio et Watzka (2011) ont utilisé le modèle DCC d'Engle (2002) sur la période 2009-2010 pour analyser la transmission de cette crise sur six marchés souverains de l'UEM. L'analyse des corrélations dynamiques entre les spreads des dettes souveraines à 10 ans de la Grèce d'une part et des autres pays de l'échantillon d'autre part a permis d'affirmer l'hypothèse de contagion pendant l'été de 2010. En effet, les corrélations entre la Grèce d'un côté et l'Italie, le Portugal, l'Espagne et la Belgique de l'autre ont augmenté durant cette période de crise. Par ailleurs, Missio et Watzka (2011) ont étudié l'impact de la dégradation de la note de la dette grecque sur les marchés souverains des pays de l'échantillon. Les résultats trouvés indiquent que l'Espagne et le Portugal ont été sensibles à la dégradation de la note grecque. Ainsi, les auteurs recommandent à ces deux pays d'éviter d'émettre de nouvelles dettes sur les marchés suite à la dégradation de la note grecque, afin de minimiser leurs coûts de refinancement.

Dans le but d'examiner l'impact de la crise de la dette grecque sur les co-mouvements entre les cours boursiers de cinq institutions financières européennes<sup>40</sup>, Tamakoshi et Hamori (2013b) ont utilisé le modèle ADCC de Cappiello et al. (2006). Le test porte sur les rentabilités journalières des actions de ces cinq institutions financières durant la période 2006-2011. Les auteurs constatent une augmentation significative des corrélations pour plusieurs paires de rentabilités durant les périodes de crise des subprimes et de la dette souveraine grecque. Par conséquent, Tamakoshi et Hamori (2013b) soulignent la présence d'un effet de contagion issu

---

<sup>40</sup> Ces institutions sont les suivantes : la Banque Nationale de Grèce, BNP Paribas, Dexia, Generali et Commerzbank. Le choix de ces entités financières s'est basé sur le montant des dettes grecques détenues dans leurs actifs selon un rapport de Barclays Capital.

de ces deux crises. Par ailleurs, ces résultats démontrent l'existence d'un lien étroit entre le secteur bancaire et les dettes publiques en Europe. En effet, les dettes des pays de la zone euro sont détenues en grande partie par les institutions bancaires de l'UEM, avec un biais domestique important.

Dans le même sens, Pragidis et al. (2015) ont testé l'hypothèse de contagion de la crise grecque. Cette étude empirique a porté sur les marchés des dettes souveraines à 10 ans de six pays de l'UEM entre juin 2006 et juillet 2012. Les auteurs ont utilisé la méthode des corrélations ajustées à l'hétéroscédasticité de Forbes et Rigobon (2002). De plus, ils ont mobilisé le modèle *Exponential* GARCH (EGARCH) de Nelson (1991) en y intégrant une extension afin de tenir compte de l'externalité de la volatilité et le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques corrigées (cDCC) de Aielli (2013) avec une extension permettant de prendre en considération la non linéarité des corrélations inconditionnelles. Les résultats de ces trois méthodes rejettent l'hypothèse de contagion de la crise grecque. En effet, la dynamique des corrélations entre le marché souverain grec d'une part et ceux des autres pays d'autre part a affiché une tendance à la baisse durant la période de crise. Par ailleurs, les auteurs constatent la présence d'un découplage des marchés souverains des pays en crise « PIIGS » (à l'exception de l'Irlande et du Portugal) et ceux des pays du cœur de la zone euro. Ainsi, ils concluent que l'évaluation des dettes souveraines en zone euro s'effectue au cas par cas suivant les fondamentaux macroéconomiques de chaque pays.

Smeets (2016) a étudié l'impact de la même crise sur les marchés des dettes souveraines à 10 ans de six pays de l'UEM. Il a utilisé les modèles EGARCH univarié et EGARCH-DCC multivarié sur une période allant d'octobre 2009 jusqu'à novembre 2012. Les résultats révèlent une dynamique baissière des co-mouvements entre les rentabilités de la dette souveraine grecque d'un côté et celles des autres pays d'autre côté. Smeets (2016) observe aussi une augmentation des corrélations pour quelques courtes périodes, signalant l'occurrence d'un « *wake-up call* » contagion. En même temps, les titres souverains allemand et autrichien ont bénéficié du phénomène de fuite vers les actifs de qualité « *flight-to-quality* ». De plus, les résultats du modèle EGARCH univarié montrent l'existence d'un effet de contagion, au niveau de la moyenne et de la volatilité conditionnelles « *mean and volatility spillovers* », issu des annonces de dégradation de la dette hellénique, ainsi que des informations politiques concernant la crise de la dette souveraine en zone euro.

Récemment, Kchaou et Bellalah (2020) ont testé la contagion de la crise de la dette grecque sur sept marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. Pour ce faire, les auteurs se sont basés

sur le modèle DCC d'Engle (2002) pour une période d'observation allant de septembre 2009 jusqu'à décembre 2015. Les résultats montrent l'occurrence de la contagion de type « *wake-up call* » sur les marchés des pays périphériques de la zone euro durant le printemps de 2010. A l'exception de cette période, les séries des corrélations conditionnelles dynamiques n'indiquent pas d'autres épisodes contagieux. Par conséquent, les auteurs soulignent l'efficacité des politiques monétaires non conventionnelles de la BCE, des interventions du Fonds Européen de Stabilité Financière (FESF) remplacé ultérieurement par le Mécanisme Européen de Stabilité (MES), et des réformes structurelles imposées par la troïka (BCE, CE et FMI) aux maillons faibles de la zone euro, dans la lutte contre la contagion.

Les conclusions avancées par ces auteurs rejoignent celles de Georgoutsos et Migiakis (2017). Ces derniers confirment la révision du risque de crédit des pays périphériques de la zone euro induite par les développements de la situation économique en Grèce (« *wake-up call* » contagion).

Pour mieux comprendre la transmission de la crise de l'euro sur les places financières, Buchholz et Tonzer (2016) ont examiné les co-mouvements entre les marchés des CDS souverains à 5 ans de dix-sept pays. Les auteurs ont exploité le modèle DCC d'Engle (2002) entre janvier 2008 et août 2012. De plus, ils ont utilisé des régressions de type gravité afin de déterminer les variables explicatives de la dynamique des co-mouvements entre les marchés analysés. Les principaux résultats trouvés sont les suivants : premièrement, l'observation de fortes interconnexions entre les marchés de l'UEM. Ceci concerne les pays du cœur et périphériques de la zone euro. Deuxièmement, l'occurrence de la contagion fondamentale et pure entre les pays de la zone euro. En effet, les liens commerciaux et financiers, les similitudes des fondamentaux macroéconomiques et la variable sentimentale (moyenne pondérée par les PIB des volatilités des marchés boursiers) ont significativement contribué à l'accroissement des co-mouvements entre les marchés des CDS souverains à 5 ans des pays de l'UEM. Troisièmement, les épisodes contagieux varient en fonction du temps et des paires de marchés. En effet, entre novembre 2009 et mai 2010, la contagion semble affecter les pays périphériques que ceux du cœur de la zone euro.

Alexakis et al. (2016) ont analysé la contagion de la crise des subprimes et de la dette souveraine en zone euro sur les trois marchés boursiers baltes entre janvier 2004 et mai 2013. Dans ce but, ils ont examiné la dynamique des corrélations entre ces trois marchés et l'indice EUROSTOXX 50 (considéré comme source de contagion) en se basant sur le modèle FIAPARCH-ADCC. Les résultats montrent un changement de l'évolution de la contagion sur ces trois marchés durant



les deux crises. En effet, la Lettonie et la Lituanie étaient les seules affectées par les chocs de la crise des subprimes. Durant la crise de la dette souveraine en zone euro, l'image s'est totalement inversée dans le sens où l'Estonie a subi les chocs de cette crise contrairement à la Lituanie et à la Lettonie qui se sont découplées de l'indice EUROSTOXX 50. Les auteurs justifient ces résultats par les caractéristiques financières et macroéconomiques de ces pays avant et durant ces périodes de crise.

Récemment, Pentecost et al. (2019) ont testé la contagion de la crise de l'euro sur seize marchés des dettes souverains à 10 ans entre octobre 2009 et août 2016. Les auteurs ont appliqué un modèle économétrique de type EGARCH-DCC en mettant l'accent sur les valeurs extrêmes des spreads souverains des pays périphériques de la zone euro. Ils trouvent que la contagion varie dans le temps, corroborant ainsi les conclusions de Buchholz et Tonzer (2016). De plus, les résultats avancés montrent que le phénomène de contagion en provenance de l'Irlande était différent de ceux issus des autres pays du Sud de l'Europe.

### **3.5 La technique des copules**

Le développement des modèles statistiques et économétriques a permis aux chercheurs de mettre en évidence les limites des corrélations linéaires. D'une part, la plupart de ces dernières ne varient pas dans le temps. D'autre part, il s'avère délicat d'étudier la dépendance asymétrique entre les marchés financiers en se basant sur cette approche. En outre, l'utilisation des corrélations linéaires limite la détection du risque de crash simultané sur les places financières (Changqing et al., 2015). C'est pourquoi, plusieurs chercheurs ont mobilisé les méthodes des copules qui permettent de modéliser les dépendances non linéaires dynamiques entre les marchés financiers et s'intéressent à l'étude de la dépendance entre les queues de distribution des variables stochastiques. Ce qui est pertinent dans les travaux portant sur l'effet de contagion (Nelsen, 1999).

Dans cet esprit, Rodriguez (2007) a étudié la dépendance entre les marchés boursiers d'Amérique latine et asiatiques afin d'analyser, respectivement, la contagion des crises mexicaine et asiatique. Pour ce faire, l'auteur s'est basé sur un ensemble de copules avec des paramètres variant dans le temps selon le modèle Markov Switching. D'ailleurs, il a mentionné que cette étude était la première à mobiliser un « *switching copulas* » pour des travaux traitant la transmission des chocs. L'étude a porté sur les séries des rentabilités journalières des marchés boursiers de quatre pays d'Amérique latine et cinq pays asiatiques pour des périodes qui s'étalent, respectivement, du 01 janvier 1993 au 31 décembre 1995 et du 01 janvier 1996 au 30

juin 1998. Dans la plupart des cas, Rodriguez (2007) trouve une augmentation significative de la dépendance (sur la base du tau de Kendall) entre les marchés pendant les périodes de crise, ce qui constitue une preuve d'occurrence de contagion. De plus, il observe différentes structures de dépendance entre les queues de distribution des données en fonction des marchés examinés. En effet, les marchés asiatiques montrent une forte dépendance asymétrique entre les queues contrairement aux marchés d'Amérique latine qui sont caractérisés par la symétrie et l'indépendance des queues. Rodriguez (2007) conclut que les gérants de portefeuilles doivent prendre en considération le changement de dépendance entre les queues de distribution des données pendant les périodes de crise pour une meilleure allocation des richesses et gestion des risques.

Kenourgios et al. (2011) ont étudié la structure de dépendance non linéaire entre les rentabilités hebdomadaires des indices boursiers de six marchés développés et émergents. A cet effet, ils ont mobilisé des copules gaussiennes conditionnelles avec le modèle Markov-Switching pour une période s'étalant du 02 janvier 1995 au 31 octobre 2006. Cette dernière couvre ainsi les crises asiatique, russe, brésilienne et *dotcom*. Ces auteurs montrent un accroissement significatif de la dépendance entre chaque marché source de crise et les autres marchés durant les épisodes de crise étudiés. Ils confirment ainsi l'occurrence de la contagion sur tous les marchés. Par ailleurs, les résultats soulignent une forte vulnérabilité des marchés émergents « BRIC » à la contagion. Finalement, Kenourgios et al. (2011) trouvent que la transmission des chocs entre les marchés est véhiculée par le comportement des investisseurs et non par le changement des fondamentaux macroéconomiques des pays.

En s'appuyant sur une batterie de copules (*Clayton, Gumbel, Frank, Gaussian, t-Student, Clayton-Gumbel, Gumbel-Survival Gumbel et Clayton-Gumbel-Frank*), Horta et al. (2010) ont analysé la contagion de la crise des subprimes sur les marchés boursiers belge, français, portugais et néerlandais. Pour ce faire, ils ont extrait les séries des indices boursiers et sectoriels (financiers et industriels) de ces marchés entre janvier 2005 et avril 2008. Les résultats empiriques révèlent l'occurrence de la contagion pour tous les indices boursiers et sectoriels à l'exception de l'indice industriel belge. Par ailleurs, Horta et al. (2010) trouvent que l'intensité de la transmission des chocs était semblable pour tous les indices boursiers des marchés analysés. Finalement, à travers la comparaison entre l'ampleur de l'effet de contagion pour les indices financiers et les indices industriels, les auteurs soulignent l'anticipation des investisseurs quant à la transmission de la crise des subprimes aux indices industriels, bien avant que ce constat ne soit perceptible au niveau de l'économie réelle.

Aloui et al. (2011) ont examiné la contagion de la même crise sur les marchés boursiers des BRIC pour la période 2004-2009. Ils ont utilisé des copules de type Gumbel et Galambos introduites, respectivement, par Gumbel (1960) et Galambos (1975). Les résultats trouvés montrent une forte dépendance extrême entre les marchés des BRIC et le marché états-unien durant les phases de stabilité et de crise. En outre, cette dépendance était plus forte et persistante entre le marché américain et ceux de la Russie et du Brésil qu'entre le marché américain et ceux de la Chine et de l'Inde, dont les modèles économiques reposent surtout sur l'exportation des produits finis. Finalement, Aloui et al. (2011) soulignent que les co-mouvements extrêmes entre les marchés émergents sont plus élevés durant les périodes fleurissantes « *bullish markets* » que pendant les phases baissières « *bearish markets* », conduisant à de faible probabilité d'apparition des crashes boursiers simultanés sur ces marchés.

A ce niveau, il faut noter que les analyses empiriques proposées ci-dessus portent uniquement sur les indices boursiers. Ainsi, plusieurs auteurs essayent d'étudier la dépendance non linéaire entre les indices boursiers et ceux du pétrole au cours du temps et durant les périodes de crise. Ces travaux permettent d'analyser leur comportement face aux chocs externes, afin de tirer des conclusions pertinentes en matière de diversification internationale et d'allocation d'actifs.

En se plaçant dans cet esprit d'analyse, Wen et al. (2012) ont analysé la transmission de la crise des subprimes entre les marchés boursiers américain (représenté par l'indice S&P 500) et chinois (représenté par les indices de Shanghai « *SHCI* » et de Shenzhen « *SZCI* ») d'un côté et le marché mondial de l'énergie (représenté par le cours au comptant du brut léger américain « *WTI oil spot price* ») de l'autre. En utilisant des copules dynamiques (*DCC Gaussian copula*, *DCC Student-t copula*, *time-varying Clayton copula* et *time-varying symmetrised Joe-Clayton copula*) du 30 décembre 2005 au 30 novembre 2010, les auteurs montrent l'occurrence de la contagion entre les marchés boursiers et celui de l'énergie durant la période de crise. En effet, après la faillite de *Lehman Brothers*, la dépendance entre les cours du pétrole brut d'une part et les indices américain et chinois d'autre part a significativement augmenté. Par ailleurs, les résultats indiquent un accroissement de la dépendance symétrique entre les queues de distribution des rentabilités des marchés étudiés. Ainsi, Wen et al. (2012) soulignent la forte dépendance entre le cours du pétrole brut et les indices boursiers durant les phases d'accalmie et de crise.

Dans le même sens, Zhu et al. (2014) ont analysé la dépendance entre les cours du pétrole brut (*the West Texas Intermediate Index*) et chaque indice boursier de dix pays de l'Asie-Pacifique entre janvier 2000 et mars 2012. Ces auteurs ont utilisé les copules gaussiennes et

archimédiennes (*Clayton, Gumbel et symmetrised Joe-Clayton*). Après la crise des subprimes, les auteurs constatent une augmentation significative des corrélations non linéaires entre les rentabilités du pétrole d'une part et ceux de tous les indices boursiers d'autre part. En outre, les dépendances entre les queues gauches des cours du pétrole brut et des indices boursiers des marchés asiatiques étaient plus importantes que celles entre les queues droites. Par conséquent, Zhu et al. (2014) soulignent le caractère contagieux de la crise des subprimes et la forte probabilité d'occurrence de crashes simultanés sur ces marchés en périodes de turbulences financières. Zhu et al. (2014) concluent que l'investisseur doit éviter d'inclure les actions de ces marchés asiatiques en cas de baisse des cours du pétrole.

Dans le contexte de la crise grecque, Samitas et Tsakalos (2013) ont étudié la dépendance entre l'indice boursier hellénique d'une part et ceux de sept pays de l'UE. Pour y parvenir, les auteurs ont utilisé des copules gaussiennes et archimédiennes (*Clayton et symmetrised Joe-Clayton*) du 02 janvier 2005 au 14 avril 2011. Les résultats révèlent un accroissement significatif des co-mouvements entre l'indice grec et ceux des autres pays durant la période de la crise des subprimes. Toutefois, ces co-mouvements ont significativement baissé pendant la période de la crise de la dette grecque. Face à ce constat, Samitas et Tsakalos (2013) concluent à l'existence d'un effet de contagion uniquement durant la crise des subprimes. En d'autres termes, la crise hellénique n'a pas alarmé les investisseurs et a constitué un cas isolé sur les marchés étudiés.

De même, Philippas et Siriopoulos (2013) ont étudié la contagion de la crise grecque sur six marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. Ils ont appliqué des copules dynamiques sur la période allant de 2010 à 2012. Les résultats trouvés confirment une transmission de la volatilité du marché grec vers quelques marchés analysés, mais pas un effet de contagion global. En effet, certains pays ont été impactés par cette forme de propagation à cause de leurs déséquilibres macroéconomiques démesurés. Pour d'autres, cette transmission s'explique par un changement de la perception des investisseurs concernant leurs risques souverains ainsi que par des appétits d'arbitrage des portefeuilles internationaux de dettes souveraines.

Dans la même perspective, Bird et al. (2017b) ont analysé l'ampleur de la contagion des deux crises grecques<sup>41</sup> sur six marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. Pour ce faire, les auteurs ont utilisé la copule de Student, parmi d'autres méthodes (les corrélations roulantes pour des fenêtres de 5 et 15 jours et le DCC d'Engle (2002)). Les résultats indiquent que les

---

<sup>41</sup> Les deux crises se sont étalées, respectivement, du 20 octobre 2009 au 18 septembre 2014 et du 19 septembre 2014 au 19 novembre 2015. Ces deux périodes ont été déterminées via le test de rupture structurelle de Bai et Perron (2003). Il est à noter que chaque crise a été scindée, via le même test, en deux phases : une première phase durant laquelle les spreads grecs étaient dans une dynamique haussière et une deuxième phase où ces mêmes spreads étaient en baisse.

effets de contagion de la deuxième crise étaient au moins aussi importants que ceux de la première. Bird et al. (2017b) concluent que la non mise en œuvre de plusieurs réformes fondamentales destinées à renforcer l'architecture institutionnelle de la zone euro ainsi que la faiblesse de plusieurs systèmes bancaires nationaux rendent les marchés de l'UEM toujours susceptibles à la contagion.

Pour examiner la contagion de la crise de l'euro, Silvapulle et al. (2016) se sont basés sur une copule de Student semi-paramétrique permettant de déterminer les dépendances extrêmes entre les spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans des cinq pays périphériques de l'UEM (l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie et le Portugal). A cette fin, les périodes de pré-crise et post-crise ont été fixées, respectivement, du 02 avril 1999 au 12 septembre 2008 et du 15 septembre 2008 au 31 décembre 2013. Les résultats confirment la propagation des chocs entre les marchés des pays périphériques de la zone euro. En outre, les auteurs montrent d'une part, une forte indépendance entre les marchés espagnol et italien et d'autre part, que la Grèce, l'Irlande et le Portugal étaient les principaux véhicules de transmission de la crise.

Plus récemment, Nițoi et Pochea (2020) ont analysé le comportement de 24 indices boursiers européens dans le contexte des crises des subprimes et des dettes souveraines en zone euro. Les auteurs ont utilisé le modèle « *Generalized Autoregressive Score* » (GAS) introduit par Creal et al. (2013) sur la copule de Student. Les résultats montrent la transmission de la crise des subprimes et celle de l'euro sur les marchés analysés. En outre, les auteurs trouvent que la contagion varie en fonction du temps et des paires de pays, confirmant ainsi les travaux de Buchholz et Tonzer (2016) et Pentecost et al. (2019). Finalement, Nițoi et Pochea (2020) constatent que les sentiments similaires d'optimisme/cupidité et de pessimisme/peur des investisseurs amplifient les liens entre les marchés, surtout durant les périodes de crise.

### **3.6 La technique des ondelettes**

L'utilisation de la technique de la décomposition en ondelettes dans le but d'analyser la contagion financière est assez récente. Cette approche prend en considération le biais d'hétéroscédasticité<sup>42</sup> et permet de distinguer entre la contagion pure et fondamentale/interdépendance à travers l'analyse des co-mouvements entre les séries chronologiques financières en fonction du temps et des fréquences. Ceci est particulièrement intéressant en ce qui concerne la gestion de portefeuille car les investisseurs ont des objectifs

---

<sup>42</sup> « This approach avoids the problems of the heteroskedasticity bias of Forbes and Rigobon (2002), because volatility should affect both short- and long-time scale correlations. » (Saiti et al., 2016, p. 1836).

différents selon leur horizon de placement. En effet, les investisseurs à court terme, comme les banques d'investissement et les fonds spéculatifs, s'intéressent aux co-mouvements entre les actifs financiers dans la bande des hautes fréquences (les liens à court terme) contrairement aux investisseurs à long terme, comme les fonds de pension et les compagnies d'assurance, qui scrutent les co-mouvements entre les titres financiers dans la bande des basses fréquences (liens à long terme). De plus, la décomposition en ondelettes permet de capter la non linéarité, les effets ARCH, les ruptures structurelles, l'asymétrie, la mémoire longue, ainsi que les relations d'avance ou de retard entre les marchés financiers étudiés. Toutes ces caractéristiques sont particulièrement intéressantes dans le traitement des signaux non stationnaires qui contiennent des valeurs aberrantes, comme pour le cas des séries temporelles en finance. Ainsi, on évite la perte d'informations grâce à cette technique. En effet, tout ce qui n'est pas capté à une fréquence le sera à une autre (Martín-Barragán et al., 2015)<sup>43</sup>.

Récemment et dans le cadre de la thématique de la transmission des chocs, Bodart et Candelon (2009) et Orlov (2009) ont associé la contagion pure et la contagion fondamentale/interdépendance, respectivement, aux bandes des hautes et basses fréquences. Cette vision d'étude de la contagion fait référence au terme « *shift-contagion* ». En effet, la « *shift-contagion* » est générée par la psychologie des investisseurs et par les chocs de liquidité qui conduisent à des ajustements des compositions des portefeuilles, et par la suite à la contagion pure. Dans ce cas, les liens entre les marchés connaissent un changement significatif et temporaire mesuré par un accroissement des co-mouvements entre les parties de court terme (composantes de la bande des hautes fréquences) des deux séries financières durant la période de crise. En même temps, les composantes de la tendance des deux séries ne sont pas affectées<sup>44</sup>. Dans le cas de la contagion fondamentale/interdépendance, le niveau d'intégration des marchés connaît un changement caractérisé par un accroissement significatif des co-mouvements entre les parties de long terme (composantes de la bande des basses fréquences) des deux séries durant la période de crise. En même temps, les éléments de court terme des deux séries augmentent significativement et temporairement à cause de la réaction des investisseurs<sup>45</sup>.

---

<sup>43</sup> Pour plus d'informations concernant la théorie d'ondelettes et de son utilisation, nous invitons le lecteur à se référer aux travaux de Percival et Walden (2000) et Gençay et al. (2002).

<sup>44</sup> « *The pure contagion is defined as an excessive transmission of shocks from the crash in origin country into others beyond any idiosyncratic disturbances and fundamental linkages. The implication is that during the crisis, the correlation between the two markets significantly increase in the short run without the support of changes in correlation in the long-term.* » (Dewandaru et al., 2017, p. 31)

<sup>45</sup> « *The fundamental-based contagion is defined as a transmission of shocks by way of financial market integration and real linkages in noncrisis and crisis periods, thereby reflecting normal interdependence across borders (Calvo and Reinhart, 1996). In other words, the crisis is spread through fundamental channels such as, trade linkages. The implication is that during the crisis, the shock causes the trend component of the two different markets to experience an increase in correlation between the two markets significantly in the long term, which is along with the increase in short-term correlation due to the reaction from investors.* » (Dewandaru et al., 2017, p. 32)

Ainsi, il s'avère nécessaire d'étudier les corrélations entre les composantes de court et long terme des séries chronologiques financières afin d'analyser la contagion. En l'absence d'une telle approche, dans le cas où le chercheur se fie aux corrélations dans l'unique domaine temporel, il risque d'obtenir des résultats fallacieux. En effet, comme l'a souligné Ranta (2013), lors de l'analyse de la « mauvaise » bande de fréquences, des signes de contagion peuvent être occultés. Par conséquent, l'utilisation de la technique des ondelettes permet d'une part de tester la contagion et d'autre part de dépasser les lacunes des méthodes économétriques appliquées dans le domaine temporel en distinguant entre la contagion pure et la contagion fondamentale/interdépendance.

Les résultats de la transformée en ondelettes produisent des informations pertinentes pour les investisseurs et les décideurs politiques surtout durant les périodes de turbulences financières. Pour les investisseurs, ces informations leur permettent de mettre en place les stratégies d'investissement les plus rationnelles et de sélectionner les portefeuilles optimaux en termes de moyenne-variance. Pour les décideurs politiques, de telles informations sont nécessaires pour déterminer les politiques efficaces de gestion des crises contagieuses en fonction de leurs natures, dans le but de préserver la stabilité financière.

Plusieurs auteurs se sont basés sur la technique des ondelettes afin d'analyser la transmission des chocs et la dynamique des co-mouvements entre les marchés financiers<sup>46</sup>.

Ranta (2013) a examiné la contagion de plusieurs crises sur quatre marchés boursiers mondiaux entre janvier 1984 et janvier 2009. Dans ce but, il a eu recours à la transformée en ondelettes discrète et continue afin d'analyser les co-mouvements dans le domaine temps-fréquence. Les résultats révèlent l'existence d'épisodes contagieux principalement lors du crash boursier de 1987, de la guerre du golfe de 1991 et de la crise financière de 2007-2008. Par ailleurs, il trouve une baisse des corrélations pour les petites échelles/les hautes fréquences quand les marchés boursiers sont haussiers. En outre, l'analyse de la dynamique des co-mouvements des basses fréquences montre une augmentation progressive de l'interdépendance entre les marchés boursiers durant la période d'observation.

Dans le même sens, Madaleno et Pinho (2012) ont analysé la vulnérabilité des marchés financiers aux chocs entre octobre 1997 et mars 2009. Les auteurs ont utilisé la cohérence d'ondelettes de Torrence et Compo (1998) (la transformée en ondelettes continue) dans le but

---

<sup>46</sup> (Albulescu et al., 2017 ; Aloui et Hkiri, 2014 ; Benhmad, 2013 ; Das et al., 2018 ; Dewandaru et al., 2015 ; Dewandaru et al., 2016 ; Dewandaru et al., 2017 ; Dewandaru et al., 2018 ; Ftiti et al., 2015 ; Gallegati, 2012 ; Madaleno et Pinho, 2012 ; Ranta, 2013 ; Tiwari et al., 2016 ; Vácha et al., 2019, parmi d'autres).

de déterminer les co-mouvements dans le domaine temps-fréquence entre quatre indices boursiers. Les résultats indiquent de forts co-mouvements entre les marchés examinés surtout au niveau des basses fréquences. Par ailleurs, l'analyse de la différence de phase dévoile une hétérogénéité des relations entre les marchés en fonction du temps et des échelles/fréquences ce qui explique, entre autres, l'existence du biais domestique dans la composition des portefeuilles. En effet, les investisseurs les plus informés détectent l'instabilité des corrélations, échelle par échelle, entre les marchés, limitant ainsi les possibilités d'exploitation des bénéfices de la diversification internationale. En outre, les auteurs trouvent une lenteur dans la transmission des chocs émanant des informations relatives aux marchés londonien et américain, indiquant l'existence d'opportunités d'arbitrage à court terme. Finalement, les résultats montrent des signes évidents d'effet de contagion au niveau des bandes des basses fréquences suite à des épisodes de crises financières et révèlent de forts co-mouvements pour les pays géographiquement proches et économiquement intégrés.

Gallegati (2012) a utilisé la transformée en ondelettes discrète de type *Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform* (MODWT) de Percival et Walden (2000) afin de distinguer entre la contagion et l'interdépendance, dans le contexte de la crise des subprimes. Pour ce faire, il s'est basé sur une analyse multi-échelle des corrélations en ondelettes entre neuf marchés boursiers de juin 2003 jusqu'à décembre 2008. Les résultats révèlent le caractère contagieux de la crise des subprimes. Ils indiquent également que l'effet de contagion varie en fonction des bandes fréquentielles.

De même, Benhmad (2013) a étudié la dynamique des co-mouvements et de la contagion entre le marché boursier américain et ceux de treize pays développés et émergents de juillet 2005 jusqu'à juin 2011. A cet effet, il a effectué une décomposition en ondelettes des rentabilités boursières journalières de chaque marché avant d'examiner le comportement de leurs corrélations sur différentes bandes fréquentielles. L'auteur trouve que les co-mouvements sont dépendants du temps et des fréquences. Par ailleurs, les résultats montrent une augmentation des co-mouvements entre les marchés boursiers durant la période de la crise des subprimes, confirmant son caractère contagieux. Finalement, Benhmad (2013) souligne l'influence des périodes haussières et baissières des marchés boursiers, de leurs degrés de maturité et des aspects régionaux sur la dynamique de la transmission des chocs.

En se plaçant dans cet esprit d'analyse, Aloui et Hkiri (2014) ont analysé l'impact de la crise des subprimes sur les marchés boursiers des pays du conseil de coopération du Golfe. Les auteurs se sont basés sur la cohérence d'ondelettes afin d'étudier la dépendance à court et long



terme entre les indices boursiers de ces marchés du 07 juin 2005 au 22 février 2010. Aloui et Hkiri (2014) observent que les corrélations varient en fonction du temps et des fréquences. Ces constats corroborent ceux de Benhmad (2013). De plus, durant la période de la crise des subprimes, les résultats montrent l'augmentation des co-mouvements entre les marchés analysés au niveau de la bande des hautes fréquences. Ceci confirme l'occurrence de la contagion de cette crise.

Récemment, Das et al. (2018) ont examiné la contagion, l'interdépendance et d'une façon générale le changement de la structure de la dépendance entre les marchés boursiers développés d'une part et émergents d'autre part. Ces auteurs ont recouru à la transformée en ondelettes discrète de type MODWT pour analyser l'évolution des corrélations d'ondelettes en multi-échelle entre quatre indices de Morgan Stanley Capital International<sup>47</sup> du 01 janvier 1999 au 08 novembre 2016. Les résultats montrent une co-existence de l'effet de contagion et un changement permanent de la dynamique des co-mouvements de long terme entre l'indice mondial d'un côté et les autres indices d'autre côté. De plus, les auteurs trouvent que les marchés émergents d'Amérique latine étaient faiblement affectés par la contagion contrairement aux marchés européens et du Moyen Orient. En outre, les résultats indiquent une baisse des co-mouvements de long terme (dans des bandes des basses fréquences) après la crise des subprimes. C'est pourquoi les auteurs soulignent l'efficacité de la diversification internationale à long terme sur les marchés émergents.

D'autres travaux sur la contagion et l'interdépendance durant plusieurs épisodes de crise ont fait l'objet d'analyses en recourant à la décomposition en ondelettes.

C'est dans cet esprit que Ftiti et al. (2015) ont étudié la dynamique des co-mouvements à court, moyen et long terme entre les marchés boursiers de quatorze pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE) et ceux des États-Unis et d'Europe entre 1990 et 2013. Pour ce faire, ils se sont basés sur l'analyse de la cohérence d'ondelettes. Les résultats prouvent l'existence d'une interdépendance (de forts co-mouvements à long terme) et d'un effet de contagion (de forts co-mouvements à court terme) pour l'ensemble des marchés avec de très légères différences. En outre, l'étude montre que l'Allemagne et les Pays-Bas (les États-Unis et l'Europe) sont moins affectés par les chocs permanents (transitoires) par rapport à l'Australie, la Grèce et le Portugal (l'Espagne, la Grèce, l'Italie et le Portugal).

---

<sup>47</sup> Qui sont l'indice mondial « *WI* », l'indice des marchés émergents d'Amérique latine « *EM LA* », de l'Asie « *EM Asia* » et de l'Europe et du Moyen Orient « *EM EME* ».

Dans le même ordre d'idée, Dewandaru et al. (2016) ont examiné la nature de la contagion sur cinq marchés boursiers de l'UEM durant une période d'observation couvrant neuf crises. De plus, ils ont étudié la dynamique de l'évolution de l'intégration à court et long terme de ces marchés. Dans ce but, ils se sont basés sur la transformée en ondelettes continue et discrète pour analyser la nature des co-mouvements, des volatilités et des relations de retard ou d'avance en multi-échelle de ces marchés boursiers. Les principaux résultats avancés sont les suivants : premièrement, l'étude dévoile la présence des chocs, émanant des épisodes de crise, qui ont considérablement affecté les cinq marchés boursiers de l'UEM. Deuxièmement, les auteurs soulignent que la crise des subprimes et celle des dettes souveraines en zone euro ont généré de la contagion fondamentale contrairement aux crises antérieures qui étaient marquées par une transmission des chocs à court terme (contagion pure). Troisièmement et finalement, Dewandaru et al. (2016) constatent une augmentation à court et long terme de l'intégration des marchés, tirée par plusieurs étapes de la création de l'UEM. Ce dernier résultat révèle ainsi leur forte exposition aux chocs externes.

Dans la même perspective, Dewandaru et al. (2017) ont analysé la nature de la contagion et la dynamique de l'intégration des marchés boursiers d'Arabie Saoudite, des Emirats arabes unis, d'Afrique du Sud et d'Israël de 1994 à 2012. Les auteurs ont utilisé la transformée en ondelettes continue. Les résultats empiriques montrent que les chocs de la crise des subprimes se sont propagés via les canaux fondamentaux (contagion fondamentale) contrairement aux crises antérieures à 2007 qui ont généré la contagion pure. Par ailleurs, Dewandaru et al. (2017) trouvent que l'intégration des marchés étudiés est un processus marqué par un renforcement graduel des liens au cours du temps et n'est pas sujette à des sauts à court terme. Ainsi, les auteurs recommandent la mise en œuvre des politiques visant à renforcer la stabilité et la résilience de ces quatre marchés boursiers.

Contrairement aux études empiriques qui se sont concentrées sur le cas des marchés spot, Albulescu et al. (2017) ont analysé les co-mouvements entre les rentabilités et les volatilités des marchés à terme de six pays développés. Pour y parvenir, ils ont utilisé la transformée en ondelettes continue et discrète sur une période couvrant la crise de l'euro<sup>48</sup>. Les auteurs trouvent que les corrélations entre les marchés à terme étaient importantes surtout à moyen et long terme. En outre, ils observent que la contagion, associée à l'horizon de court terme, était présente notamment pour le cas des marchés européens en raison de leur fort degré d'intégration. C'est

---

<sup>48</sup> A savoir du 15 octobre 2009 au 27 août 2013.

pourquoi, ils mettent en garde contre l'effet de débordement entre les marchés européens et recommandent aux investisseurs européens de diversifier leurs portefeuilles, en y incluant des actifs financiers de l'Asie-Pacifique. Ce résultat rejoint celui de Dewandaru et al. (2018). Ces derniers ont confirmé la transmission de la crise de l'euro sur cinq marchés boursiers de l'UE par le biais des canaux fondamentaux.

Pour analyser la dynamique des co-mouvements et la propagation des chocs avant et durant la même crise, Vácha et al. (2019) ont utilisé les cohérence et cohésion d'ondelettes proposées, respectivement, par Torrence et Compo (1998) et Rua et Lopes (2015). Leur étude a porté sur onze pays de l'UE durant la période 2001-2013. Ils trouvent que la dépendance et la contagion entre les rendements des dettes souverains à 10 ans de ces pays varient en fonction des bandes fréquentielles. Ce constat est en phase avec les travaux de Gallegati (2012), Benhmad (2013) et Aloui et Hkiri (2014). Par ailleurs, durant la crise de l'euro, les résultats soulignent la baisse des co-mouvements entre les pays de l'UEM qui a impliqué même les pays du cœur de la zone euro. En effet, depuis 2011, les auteurs observent une chute des co-mouvements entre l'Allemagne et les Pays-Bas d'une part et la Belgique et la France d'autre part. Ils expliquent ce phénomène par la divergence des positions politiques à l'égard de la résolution de la crise de l'euro. Deux ans après, ils constatent une reprise de l'intégration uniquement des pays du noyau de l'UEM. Vácha et al. (2019) concluent que la crise de l'euro a durablement affecté les co-mouvements entre les marchés souverains de l'UEM.

### **3.7 Autres approches**

Les techniques économétriques présentées dans les sous-sections précédentes constituent les principales méthodes utilisées pour cerner l'effet de contagion et déterminer les canaux de propagation des chocs sur les marchés financiers. Toutefois, la littérature montre l'utilisation d'autres méthodes permettant d'examiner la transmission des chocs durant les épisodes de turbulences financières. Ainsi, nous proposons dans cette sous-section quelques récents travaux qui se sont basés sur ces diverses approches dans le cadre de la crise grecque et celle de l'euro.

Mink et de Haan (2013) ont examiné l'impact des informations concernant les finances publiques helléniques et celles concernant la volonté (ou non) des pays européens du renflouement de la Grèce sur les cours boursiers de 48 banques européennes durant l'année 2010. Ces informations ont été déduites des 20 jours présentant un excès de rendement sur le marché de la dette souveraine grecque à 10 ans. Les résultats montrent la neutralité de la première catégorie d'informations sur l'évolution des cours boursiers des banques de

l'échantillon, à l'exception des institutions financières helléniques. Toutefois, la deuxième catégorie d'informations avait significativement affecté les cours boursiers des banques examinées, y compris celles non exposées à la dette grecque ou celles des pays européens lourdement endettés. Par conséquent, l'étude souligne l'importance des nouvelles au sujet du renflouement grec sur les marchés. Par ailleurs, les auteurs trouvent que les prix des dettes souveraines espagnole, portugaise et irlandaise étaient sensibles aux deux catégories de nouvelles, confirmant la transmission de la crise grecque via le canal du « *wake-up call* » contagion.

Anastasopoulos (2018) a également étudié la propagation de la crise grecque pour huit indices boursiers européens entre janvier 2007 et décembre 2013. L'auteur s'est basé sur le tau de Kendall afin de mesurer la dépendance entre les rentabilités des marchés boursiers avant et pendant la période de crise. De plus, pour déterminer la significativité du changement de ces coefficients, Anastasopoulos (2018) a utilisé le test statistique de Li (2009). Ses résultats soulignent le caractère contagieux de la crise grecque sur la plupart des marchés boursiers. Toutefois, la contagion n'était pas persistante. En effet, ce phénomène a disparu pour la majorité des pays examinés lors de la prise en compte d'une période de crise plus longue. Par ailleurs, l'auteur montre que la transmission de la crise de la dette grecque est expliquée principalement par la contagion pure, à travers les canaux des équilibres multiples et d'asymétrie d'information, et dans une moindre mesure par la vente des actifs financiers risqués des pays lourdement endettés « *wake-up call contagion* ». C'est pourquoi il conclut à la pertinence des interventions du FMI pour réduire les effets adverses de la contagion.

Afin d'analyser la contagion de la crise de l'euro, Arghyrou et Krontonikas (2012) ont utilisé les techniques d'estimation de panel et des séries temporelles dans le but de modéliser les spreads des dettes souveraines à 10 ans de dix pays de l'UEM. Les résultats empiriques montrent un changement du comportement des investisseurs dans l'évaluation des spreads des dettes souveraines. Durant la période de pré-crise (de janvier 1999 à juillet 2007), les fondamentaux macroéconomiques de chaque pays et le risque international n'étaient pas évalués par les acteurs de marché dans la tarification des spreads. Cela prouve que les opérateurs de marché ont considéré tous les pays de l'échantillon comme un seul Etat pendant la période de pré-crise. Toutefois, durant la période de crise (d'août 2007 à août 2011), les marchés ont pénalisé les pays disposant de fondamentaux fragiles à l'instar de la Grèce, corroborant ainsi l'occurrence du « *wake-up call* » contagion. Ce résultat est cohérent avec les conclusions de Beirne et Fratzscher (2013). Ces derniers montrent que les spreads souverains et les primes des CDS

souverains auraient été beaucoup plus dispersés avant 2007 pour les pays de l'UEM si les marchés avaient évalué les fondamentaux de la période de pré-crise de la même manière qu'ils l'ont fait en 2008-2011. De plus, Arghyrou et Kontonikas (2012) ont trouvé que la source de contagion était la Grèce au début de la crise (d'août 2007 à février 2010) puis a inclus l'Espagne, l'Irlande et le Portugal durant la deuxième période de la crise (de mars 2010 à août 2011).

Dans le même esprit, Metiu (2012) a examiné la contagion pure de la même crise sur dix marchés des dettes souveraines à 10 ans en zone euro de janvier 2006 à février 2012. En mobilisant le modèle canonique de contagion de Pesaran et Pick (2007) et la *Value-At-Risk* (VAR), cet auteur a attesté l'occurrence de la contagion sur les marchés des pays périphériques et du cœur de l'UEM depuis 2008. Par ailleurs, les résultats montrent que la Grèce, l'Irlande et le Portugal ont constitué les principaux pays véhiculant la contagion pure sur les marchés souverains examinés.

En appliquant des régressions roulantes sur le modèle canonique de contagion de Pesaran et Pick (2007), Ludwig (2014) et Leschinski et Bertram (2017) ont étudié la dynamique de la contagion pure de la même crise sur les principaux marchés souverains à 10 ans de l'UEM. Ludwig (2014) trouve que la contagion pure était évidente et surtout variée au cours du temps. Ainsi, après avoir atteint son paroxysme en 2010, l'intensité de la contagion pure issue de la Grèce, du Portugal et de l'Irlande a régressé en 2011 et 2012 suite aux plans de sauvetage appliqués en leur faveur. Leschinski et Bertram (2017) démontrent que l'Espagne et l'Italie, et non pas la Grèce, l'Irlande et le Portugal, étaient les principales sources de la contagion pure durant la dernière phase de la crise de l'euro. En effet, la contagion issue de la Grèce et du Portugal était active entre la date de révision du déficit budgétaire de la Grèce (le 20 octobre 2009) et celle de la création du FESF (le 09 mai 2010). Après cette période, l'Espagne et l'Italie ont constitué les principaux foyers de propagation des chocs jusqu'à la date d'annonce du programme des opérations monétaires sur titres<sup>49</sup> (le 06 septembre 2012).

Dans le même esprit, Muratori (2014) a étudié la contagion de la crise de l'euro sur dix marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM entre janvier 2007 et septembre 2013. Pour ce faire, il s'est basé sur un modèle très peu appliqué dans les travaux de contagion à savoir la régression spatiale sur des données de panel. Les résultats montrent l'occurrence de la contagion sur les marchés examinés et principalement pour les pays périphériques de la zone euro. Il trouve aussi un changement de l'intensité de la contagion au cours des différentes phases de crise.

---

<sup>49</sup> « *Outright Monetary Transactions* » (OMT).

Finalement, il souligne la pertinence des interventions politiques dans l'atténuation des effets de contagion.

Cronin et al. (2016) ont analysé la contagion de la crise de l'euro sur les marchés souverains à 10 ans de dix pays de l'UEM durant la période 2003-2014. A cet effet, ils ont mobilisé le modèle Markov Switching VAR afin de déterminer les différentes phases de crise. Pour cerner la contagion, les auteurs ont appliqué le test multivarié introduit par Dungey et al. (2005). Cronin et al. (2016) trouvent que ce phénomène est très rare sur les marchés examinés. Ils soulignent que les co-mouvements entre les marchés des dettes souveraines en zone euro sont impactés par l'interdépendance et rarement par la contagion. Ce résultat rejoint celui de Claeys et Vašíček (2014) qui montrent la faible sensibilité des marchés souverains de l'UEM à la contagion<sup>50</sup>. De plus, Cronin et al. (2016) constatent que les pays du cœur de la zone euro étaient outre la Grèce, l'Irlande, l'Espagne et le Portugal des sources de contagion, ce qui est cohérent avec les conclusions de Kaminsky et Reinhart (2003). Ces derniers montrent que les grands marchés financiers traitent les informations d'une manière plus efficiente et les transmettent aux marchés périphériques.

De même, Ehrmann et Fratzscher (2017) ont examiné l'hypothèse de contagion de la même crise sur huit marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. Les auteurs ont utilisé l'approche d'identification par l'hétéroscédasticité (IH) développée par Sentana et Fiorentini (2001) et Rigobon (2003) pour la période allant du 14 août 2008 au 23 octobre 2013. Les résultats empiriques rejettent cette hypothèse, sauf pour la paire Espagne-Italie. En effet, les marchés analysés étaient fortement intégrés avant la crise mais se sont fragmentés depuis son apparition en 2010 jusqu'à la fin de la période d'observation. Dans le cadre de ces tests, seulement les marchés espagnol et italien sont devenus plus interdépendants après l'annonce du programme OMT en septembre 2012.

Dans le même ordre d'idée, Caporin et al. (2018) ont étudié la transmission de la crise de l'euro pour huit pays européens entre janvier 2003 et avril 2013<sup>51</sup>. Ces auteurs se sont basés sur la régression quantile robuste à l'hétéroscédasticité afin de tester la contagion sur les marchés des dettes et des CDS souverains à 5 ans. Le modèle a le mérite de capter la non linéarité et l'instabilité des mécanismes de propagation des chocs. Les auteurs montrent que la crise de

---

<sup>50</sup> Définie comme l'augmentation de l'intensité de la transmission des chocs. Il est à noter que Claeys et Vašíček (2014) ont appliqué le test de rupture structurelle de Qu et Perron (2007) sur un VAR augmenté de facteurs (FAVAR) pour étudier la contagion.

<sup>51</sup> La période d'observation a été scindée en trois parties : une période de pré-crise de janvier 2003 jusqu'à décembre 2006, une période de crise de novembre 2008 jusqu'à novembre 2011 et une période d'intervention de la BCE entre décembre 2011 et avril 2013, sauf pour la Grèce où cette dernière période a pris fin le 10 mars 2012.

l'euro n'était pas contagieuse. En effet, ils constatent une baisse du degré d'interdépendance entre les marchés de l'échantillon après la crise des subprimes, attestant le phénomène de perte d'intégration des marchés souverains en zone euro.

Sous un angle différent, Allegret et al. (2017) ont analysé l'impact de la même crise sur les rentabilités des actions du secteur bancaire de quinze pays entre 2007 et 2013. Pour ce faire, les auteurs ont utilisé, dans une première étape, une extension du modèle de la régression à transition lisse « *Smooth-Transition Regression Model* » dans le but de déterminer les périodes de crise d'une façon endogène. Dans une deuxième étape, ils ont testé la *shift-contagion* au sens de Forbes et Rigobon (2001) en se basant sur une extension du modèle à quatre facteurs de Carhart (1997). Les résultats montrent que les rentabilités des actions des banques européennes étaient négativement affectées par la crise contrairement à celles des banques américaines qui en avaient bénéficié. Allegret et al. (2017) expliquent ce résultat par le comportement des investisseurs privilégiant d'investir dans les actifs de qualité « *flight-to-quality* » et par le statut des banques américaines fournissant des liquidités internationales en USD. Les auteurs concluent à l'interdépendance entre le risque souverain et le risque du système bancaire européen, corroborant ainsi les résultats de Tamakoshi et Hamori (2013a), Tamakoshi et Hamori (2013b), Mink et de Haan (2013), Acharya et al. (2014), Gómez-Puig et al. (2014) et Gibson et al. (2016).

## *Conclusion*

Dans ce chapitre, nous avons présenté une littérature relative à la contagion financière sur la base d'un ensemble d'études théoriques et empiriques. Cette littérature montre que les crises se propagent entre les différentes places financières au niveau régional et/ou global. Cette propagation se fait à des vitesses et à des intensités différentes, ainsi que par le biais de divers canaux, affectant les prix des actifs financiers et par conséquent la performance des portefeuilles.

Toutefois, malgré l'importance des travaux sur ce thème, nous pouvons formuler quelques critiques. Appliqué dans le champ économique et financier, le phénomène de contagion s'avère loin d'être simple. En effet, il a été interprété de diverses manières dans les travaux empiriques antérieurs. Nous pouvons nous appuyer sur la diversité des définitions et des approches économétriques utilisées dans la littérature pour étudier ce phénomène et déterminer ses canaux. Ces techniques économétriques doivent simultanément résoudre les problèmes liés à l'hétéroscédasticité, aux variables omises et aux biais d'endogénéité. Un autre défi s'y ajoute, puisque plusieurs recherches ont montré que la contagion sur les marchés financiers disparaît au bout de sept jours, voire moins (Ait-Sahalia et al., 2015 ; Baig et Goldfajn, 1999). Par ailleurs, Forbes (2012) souligne qu'il est impossible de mettre totalement fin à la contagion dans un monde intégré par de forts liens commerciaux et financiers. Cela ne signifie pas que ce phénomène doit être ignoré puisque la contagion peut conduire à des conséquences désastreuses sur les plans économique et social. C'est pourquoi, il est indispensable de l'analyser pour mettre en place les politiques adéquates visant au moins à en atténuer ses effets adverses, ce qui constitue un défi pour la gestion des risques.

Après avoir apporté des éclaircissements sur le phénomène de la contagion financière, nous allons l'étudier dans le cadre de la crise grecque dans le chapitre suivant.



## Chapitre 2. La contagion de la crise grecque sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM

### Résumé

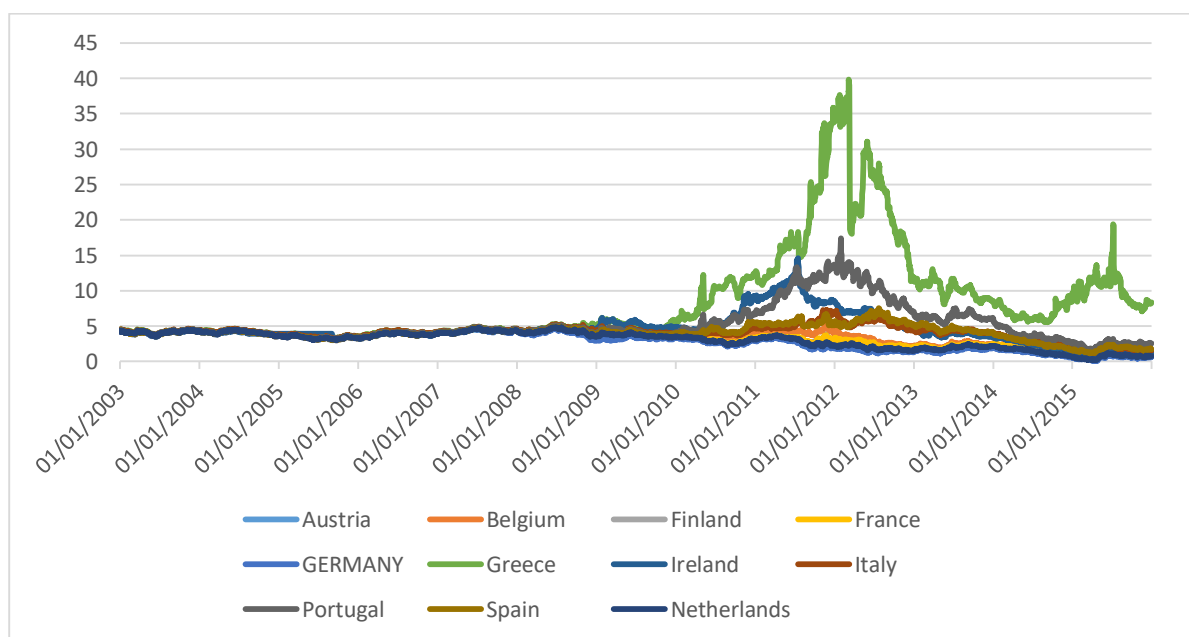
Dans ce chapitre, nous étudions la transmission de la crise grecque sur les marchés des dettes souveraines à 10 ans de neuf pays de l'Union Economique et Monétaire (UEM). Ces pays sont les suivants : l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Finlande, la France, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et les Pays-Bas. A cette fin, nous utilisons le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques (DCC) d'Engle (2002) appliqué aux séries des spreads souverains journaliers pour la période 2003-2015. De plus, nous calculons et représentons les bornes supérieure et inférieure de l'intervalle de confiance de chaque série des corrélations conditionnelles dynamiques.

A notre connaissance, cette approche n'a pas été utilisée pour tester la contagion de la crise des subprimes et celle de la dette grecque au niveau des séries des spreads souverains à 10 ans d'un panel de pays de l'UEM.

Les résultats rejettent l'existence d'épisodes contagieux issus de la crise hellénique, bien que le spread grec a joué le rôle de facteur régional pour la majorité des marchés. Nous expliquons ces résultats soit par la faiblesse du poids de l'économie et de la dette publique grecque en zone euro, soit par l'efficacité des politiques monétaires prises par la BCE, des actions mises en œuvre par les décideurs politiques européens, des plans de sauvetage appliqués en sa faveur en 2010, 2012 et 2015, ainsi que des mesures d'austérité et des réformes structurelles mises en œuvre par les gouvernements des pays de l'UEM. Par ailleurs, les séries des corrélations conditionnelles dynamiques entre la Grèce d'un côté et les autres pays d'autre côté dévoilent une tendance baissière durant les phases aiguës de la crise hellénique. Cette situation révèle une perte d'intégration du marché souverain hellénique avec ceux des autres pays de l'UEM durant les périodes de turbulences financières liées à la crise grecque. En outre, les résultats empiriques indiquent que la crise des subprimes a impacté une grande partie des marchés analysés, bien avant la faillite de *Lehman Brothers*. Nous justifions ce constat par leur forte intégration et par la puissance de l'intensité de cette crise. Tous ces résultats fournissent des informations pertinentes aux investisseurs internationaux, banquiers et décideurs politiques.

## Introduction

La création de la zone euro en 1999 a constitué un catalyseur des transformations économiques européennes. Outre la stabilité financière et politique dont a bénéficié les pays de l'Union Economique et Monétaire (UEM), ces derniers ont connu une convergence de leurs taux d'intérêt à long terme. Ainsi, la perception était que l'intégration financière en zone euro avait éliminé la capacité des marchés à distinguer la solvabilité des différents émetteurs souverains. Cela était considéré comme un succès majeur de la monnaie unique (Giordano et al., 2013) et le reflet d'une intégration financière réussie (Abad et al., 2010). Toutefois après 10 ans de stabilité, le paysage économique européen a été ébranlé par l'émergence de la crise de la dette grecque. Ainsi, le risque souverain qui était seulement spécifique aux pays émergents et en voie de développement est devenu une source d'inquiétude pour les pays développés. Par conséquent, depuis la fin de 2009, les rendements des dettes souveraines à 10 ans des pays de la zone euro ont commencé à diverger comme le montre la figure ci-dessous.



**Figure (1).** Évolution des rendements journaliers des dettes souveraines à 10 ans d'un panel de pays de l'UEM

Source : Datastream Thomson Reuters

Plus précisément, nous constatons que les rendements des dettes souveraines à 10 ans des pays périphériques de la zone euro « les PIIGS »<sup>52</sup> ont augmenté. Face à cette situation, plusieurs pays comme la Grèce, l'Irlande et le Portugal ont été obligés à se retirer des marchés souverains

<sup>52</sup> Le Portugal, l'Irlande, l'Italie, la Grèce et l'Espagne.

à la suite de la détérioration de leurs coûts de refinancement. En réaction, les décideurs politiques européens ont pris des mesures correctives envers ces pays dans le but d'enrayer l'incertitude qui régnait sur les marchés financiers. Même la création du Fonds Européen de Stabilité Financière (FESF) en mai 2010 et l'intervention du Fonds Monétaire International (FMI) n'ont pas atténué les tensions sur les marchés souverains. En effet, la figure (1) montre que les rendements des dettes souveraines à 10 ans des pays de l'UEM et principalement ceux des « PIIGS » ont continué de diverger. Sur la base de ce constat, une question se pose : la dégradation des conditions de financement des principaux pays de la zone euro s'explique-t-elle, dans une certaine mesure, par un effet de contagion issu de la crise de la dette grecque ?

Dans ce chapitre, nous proposons d'étudier la transmission de la crise grecque sur les marchés des dettes souveraines à 10 ans pour un panel de pays de l'UEM. Pour mener à bien notre travail, nous nous basons sur le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques (DCC) d'Engle (2002) pour une période qui s'étend du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015. Cette méthodologie nous permet de déterminer les co-mouvements ajustés à l'hétéroscédasticité des séries des écarts de rendements/spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans entre la Grèce (source de contagion), d'une part, et le panel de pays appartenant à l'UEM, d'autre part. Par ailleurs, vu que notre période d'observation couvre également la crise des subprimes, nous analysons, d'une manière synthétique, l'hypothèse de sa transmission sur les marchés de notre échantillon. Il est à noter que nous nous inspirons des travaux de Forbes et Rigobon (2002) en interprétant une augmentation statistiquement significative des co-mouvements entre deux marchés durant une période de crise comme une preuve de contagion.

La contribution de notre travail est double. Premièrement, afin de tester la propagation des chocs de la crise des subprimes et celle de la dette grecque, nous avons calculé et représenté les bornes supérieure et inférieure de l'intervalle de confiance de chaque série des corrélations conditionnelles dynamiques. A notre connaissance, cette approche de Kchaou et Bellalah (2020) n'a pas été utilisée pour examiner la contagion de ces deux crises en prenant les séries des spreads souverains d'un panel de pays de l'UEM. Cette approche a le mérite de pouvoir tester la contagion à chaque instant « t » en se basant directement sur les graphiques des corrélations. En effet, plusieurs travaux démontrent que la transmission des chocs sur les marchés financiers disparaît au bout de sept jours, voire même moins (Ait-Sahalia et al., 2015 ; Baig et Goldfajn, 1999). Deuxièmement, en nous inspirant des travaux de Chiang et al. (2007), nous examinons si le spread/la prime de risque du titre souverain grec a joué le rôle du facteur régional pour la dynamique de chaque série des spreads souverains. En effet, ces auteurs ont

inclus la rentabilité boursière retardée des États-Unis dans l'équation de la moyenne conditionnelle afin de tester si leur marché a constitué un facteur global pour les places boursières asiatiques.

Les résultats empiriques rejettent le caractère contagieux de la crise hellénique pour tous les marchés souverains analysés. Nous l'expliquons soit par la faiblesse du poids de l'économie et de la dette publique grecque en zone euro, soit par l'efficacité des mesures prises par la troïka (la Commission Européenne, la Banque Centrale Européenne (BCE) et le FMI) en faveur de la Grèce et des réformes structurelles et mesures d'austérités appliquées par les gouvernements des pays de l'UEM. De plus, ils montrent une baisse de la dynamique des corrélations entre le marché grec et ceux des autres pays durant les phases violentes de la crise hellénique. En revanche, la crise des subprimes a significativement affecté la plupart des marchés souverains, bien avant la faillite de *Lehman Brothers*. Nous expliquons ce constat par la forte intégration de la majorité des marchés souverains de l'UEM et par la violence de la crise des subprimes. Finalement, les résultats indiquent un renforcement de la convergence pour la plupart des marchés de notre panel durant la période 2004-2007. Ceci révèle l'importance des facteurs de risque régionaux plutôt que domestiques dans l'évolution des spreads souverains des pays de l'UEM durant cette période.

Ce deuxième chapitre est structuré comme suit : la première section expose les données et la méthodologie utilisées. La deuxième section décrit les résultats trouvés et les interprétations qui y sont rattachées.

## **1. Données et méthodologie**

### **1.1 Données**

Nous avons utilisé les séries temporelles des spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans<sup>53</sup> des dix pays suivants : l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal, l'Espagne et les Pays-Bas. Ainsi, notre échantillon est composé par les pays du cœur de la zone euro « l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France et les Pays-Bas » et par les pays périphériques de l'UEM « la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et l'Espagne ». Le Luxembourg a été écarté de notre étude vu la faiblesse de l'encours de sa dette souveraine.

---

<sup>53</sup> Nous aurions pu utiliser les séries des primes des CDS souverains à 10 ans comme alternative aux spreads souverains à 10 ans. Toutefois, elles souffrent de plusieurs lacunes. Premièrement, les données ne sont disponibles que pour les années les plus récentes, même pour les pays de notre échantillon disposant de marchés de CDS souverains bien développés. Deuxièmement, durant la crise de la dette souveraine en zone euro, plusieurs marchés de CDS souverains ont fait l'objet d'interventions politiques, telles que des interdictions de vente à découvert, ce qui a impacté les primes de CDS souverains.

Ces données ont été déterminées sur la base de l'extraction des séries des rendements journaliers des dettes souveraines à 10 ans de ces pays de la base de données *Datastream Thomson Reuters*. Notre travail couvre une période d'observation allant du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015.

Nous avons choisi de commencer notre période d'observation à partir de janvier 2003 afin d'avoir une longue phase d'accalmie d'une part et d'éviter les effets des crises de l'éclatement de la bulle internet, de l'argentine ainsi de l'affaire Enron d'autre part. De plus, nous nous sommes arrêtés à la fin de l'année 2015 afin d'éviter les chocs issus du Brexit, de l'élection présidentielle aux États-Unis, de la guerre commerciale entre les États-Unis et la Chine, de la montée du populisme en Europe et de la crise sanitaire de la Covid-19. Le choix des données quotidiennes est motivé par le fait que les co-mouvements extrêmes entre les marchés financiers sont plus susceptibles de se produire à hautes fréquences. En outre, les données journalières contiennent des informations plus riches que d'autres fréquences de données (Bannigidamath et Narayan, 2016 ; Kenourgios et al., 2016). De plus, le choix d'un grand nombre d'observations (3392) permet d'éviter le problème de l'inefficacité lorsqu'une méthodologie variant dans le temps, telle que le modèle DCC, est appliquée à de petits échantillons.

La série des spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans pour chaque pays de notre échantillon a été déterminée en utilisant la formule suivante :

$$s_{i,t} = y_{i,t} - y_{\text{Allemagne},t} \quad (1)$$

Avec  $s_{i,t}$  le spread de la dette souveraine à 10 ans du pays « i » pour le jour « t » et  $y_{i,t}$  le taux de rendement actuariel de la même dette pour le même jour « t ».

## 1.2 Méthodologie

Nous nous basons sur le modèle DCC d'Engle (2002). Cette méthodologie est largement utilisée en finance afin d'examiner les corrélations conditionnelles dynamiques entre les prix/rentabilités des actifs financiers.

Le modèle DCC d'Engle (2002) est une généralisation du modèle des corrélations conditionnelles constantes « CCC » de Bollerslev (1990). Le modèle DCC d'Engle (2002) présente quatre avantages qui sont les suivants : premièrement, il estime les coefficients de corrélation des résidus standardisés et prend dès lors en considération le biais d'hétéroscédasticité. Deuxièmement, il est parcimonieux car il permet d'examiner plusieurs séries sans ajouter beaucoup de paramètres. Troisièmement, via le modèle DCC, nous obtenons des corrélations conditionnelles variant dans le temps ce qui est utile pour analyser la contagion

financière. Quatrièmement, il nous permet d'inclure des variables exogènes supplémentaires dans les équations de la moyenne et de la variance conditionnelles. A cet égard, nous avons choisi d'inclure le spread retardé de la dette souveraine grecque comme variable indépendante dans l'équation de la moyenne conditionnelle pour tester si la prime de risque grecque a constitué un facteur régional pour les autres marchés de notre échantillon. Ce choix s'explique par le fait que la crise grecque a déclenché la crise de la dette souveraine en zone euro.

Le modèle DCC nécessite deux étapes afin d'estimer la matrice de covariance conditionnelle. Dans une première étape, le modèle GARCH univarié est estimé pour chaque série des spreads quotidiens des dettes souveraines à 10 ans. Dans une deuxième étape, les résidus standardisés sont utilisés pour déterminer les corrélations conditionnelles dynamiques.

La forme générale de l'équation de la moyenne conditionnelle est comme suit :

$$\Delta s_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 MA(1) + \gamma_2 \Delta s_{Grèce,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim \text{skewed} - t(\varepsilon_{i,t} | \tau_i, \varphi_i)$$

Avec  $\gamma_0 \in [0, \infty)$  : le terme constant,  $s_{i,t}$  : le spread de la dette souveraine du pays « i » pour le jour « t »,  $\Delta$  : l'opérateur de différence première,  $\Delta s_{i,t} = [\Delta s_{1,t}, \dots, \Delta s_{n,t}]'$  : un vecteur  $n \times 1$  incluant chaque série des spreads en différence première et  $\varepsilon_{i,t} = [\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}]'$  : un vecteur  $n \times 1$  des innovations conditionnelles aux informations à l'instant  $(t - 1)$ . Le terme d'erreur est considéré suivre la loi de distribution de Student asymétrique conditionnelle multivariée. Cette loi de distribution constitue une extension des distributions gaussienne et de Student (Hansen, 1994). Elle permet ainsi de prendre en considération l'excès du kurtosis et l'asymétrie de la distribution des données.

La fonction de densité de la distribution de Student asymétrique est donnée par l'équation suivante :

$$\varepsilon \sim \text{skewed} - t(\varepsilon | \tau, \varphi) = \begin{cases} bc \left( 1 + \frac{1}{\tau-2} \left( \frac{b\varepsilon+a}{1-\varphi} \right)^2 \right)^{-\tau+1/2} & \text{si } \varepsilon < -\frac{a}{b} \\ bc \left( 1 + \frac{1}{\tau-2} \left( \frac{b\varepsilon+a}{1+\varphi} \right)^2 \right)^{-\tau+1/2} & \text{si } \varepsilon \geq -\frac{a}{b} \end{cases} \quad (3)$$

Les valeurs de  $a$ ,  $b$  et  $c$  sont définies comme suit :

$$a \equiv 4\varphi c \frac{\tau-2}{\tau-1} \quad (4)$$

$$b \equiv 1 + 3\varphi^2 - a^2 \quad (5)$$

$$c \equiv \frac{\Gamma(\tau+1/2)}{\sqrt{\pi(\tau-2)}\Gamma(\tau/2)} \quad (6)$$

Avec  $\tau$  le paramètre du kurtosis ( $2 < \tau < \infty$ ) et  $\varphi$  le terme d'asymétrie ( $-1 < \varphi < 1$ ).

Nous avons inclus le spread retardé de la dette souveraine grecque à 10 ans ( $s_{Grèce,t-1}$ ) comme variable exogène dans chaque équation de la moyenne conditionnelle. Cette variable exogène constituait le terme autorégressif d'ordre un (AR(1)) dans l'équation de la moyenne conditionnelle pour le cas grec.

La matrice de variance-covariance est spécifiée comme suit :

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (7)$$

Avec  $R_t$  est la matrice des corrélations conditionnelles dynamiques,  $D_t$  est la matrice diagonale des écart-types conditionnels variant dans le temps.

Les éléments de  $D_t$  sont générés selon le processus GARCH(p,q), introduit par Bollerslev (1986), qui prend la forme suivante :

$$h_{i,t} = w + \alpha \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta h_{i,t-1} \quad (8)$$

Avec  $h_{i,t}$  : la variance conditionnelle du spread du pays « i » pour le jour « t »,  $w$  : le terme constant,  $\alpha$  désigne le coefficient capturant l'effet ARCH et  $\beta$  le paramètre mesurant l'effet GARCH.

Afin d'assurer des variances conditionnelles positives et stables, les coefficients estimés doivent respecter, respectivement, les conditions suivantes :  $\alpha > 0$ ,  $\beta > 0$  et  $\alpha + \beta < 1$ .

Une fois les équations GARCH univariés estimées, les variances conditionnelles sont utilisées pour déterminer les résidus standardisés  $z_t$  (avec:  $z_{i,t} = \varepsilon_{i,t}/h_{i,t}^{\frac{1}{2}}$ ) et par la suite les paramètres des corrélations.

L'évolution des corrélations du modèle DCC d'Engle (2002) est donnée par :

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{R} + a z_{t-1} z'_{t-1} + b Q_{t-1} \quad (9)$$

Avec  $Q_t$  : la matrice de covariance conditionnelle variant dans le temps des résidus standardisés,  $\bar{R} = E[z_t z'_t]$  : la matrice des corrélations inconditionnelles des résidus standardisés. Afin d'assurer des covariances conditionnelles stables, les paramètres estimés  $a$  et  $b$  doivent respecter la condition suivante :  $a + b < 1$ .

La matrice des corrélations conditionnelles dynamiques  $R_t$  est déterminée par l'opération suivante :

$$R_t = Q_t^*{}^{-1} Q_t Q_t^*{}^{-1} \quad (10)$$

$Q_t^*$  constitue la matrice diagonale contenant la racine carrée des éléments de la diagonale principale de  $Q_t$  telle que :

$$Q_t^* = \begin{pmatrix} \sqrt{q_{11,t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{q_{nn,t}} \end{pmatrix} \quad (11)$$

Il est à noter que le modèle DCC est estimé par l'estimateur du quasi-maximum de vraisemblance.

## 2. Les résultats empiriques

### 2.1 Analyse des statistiques descriptives

Les tableaux (1) et (2) présentent les statistiques descriptives, respectivement, des séries des spreads journaliers en niveau et en différence première durant toute la période d'observation. La moyenne n'est pas différente de zéro point de base (pb) pour toutes les séries des spreads en différence première. En outre, pour les séries des spreads en niveau, le titre souverain finlandais a affiché le spread moyen le plus faible (18.12 pb) contrairement à son homologue grec qui a enregistré le spread moyen le plus élevé, soit 559.97 pb. En ce qui concerne la mesure de risque, la dette grecque a présenté l'écart-type le plus important, à l'inverse de celles de la Finlande et des Pays-Bas qui ont enregistré la plus faible volatilité pour les séries des spreads en niveau. Pour le cas des séries en différence première, la Grèce a toujours affiché l'écart-type le plus important. En revanche, seule la série des spreads des Pays-Bas est restée la moins volatile. De plus, les valeurs des coefficients d'asymétrie et d'aplatissement nous conduisent à rejeter l'hypothèse de la distribution gaussienne pour toutes les séries des spreads en niveau et en différence première. Ce résultat est confirmé par le test de Jarque-Bera. Pour prendre en compte l'excès du kurtosis et l'asymétrie de la distribution des spreads en différence première, les innovations sont supposées suivre une distribution de Student asymétrique. Par ailleurs, les tests de Ljung-Box et ARCH-LM appliqués pour les deux séries des spreads en niveau et en différence première indiquent, respectivement, des signes d'autocorrélation<sup>54</sup> et d'hétéroscédasticité. Finalement, afin de vérifier l'hypothèse de stationnarité des spreads en

---

<sup>54</sup> Hormis les séries grec, irlandais et portugais en différence première.



niveau et en différence première, nous avons mobilisé le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Pour toutes les séries des spreads en niveau (différence première), l'hypothèse de la stationnarité est rejetée (acceptée) au seuil de 1%.

**Tableau (1).** Statistiques descriptives des séries des spreads en niveau du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015

	<b>Autriche</b>	<b>Belgique</b>	<b>Finlande</b>	<b>France</b>	<b>Grèce</b>	<b>Irlande</b>	<b>Italie</b>	<b>Pays-Bas</b>	<b>Portugal</b>	<b>Espagne</b>
<b>Moyenne</b>	0.3070	0.5179	0.1812	0.3139	5.5997	1.6772	1.2361	0.1921	2.3417	1.1964
<b>Max</b>	1.8320	3.6030	1.0090	1.9020	38.0620	11.8960	5.5790	0.8970	15.5570	6.3410
<b>Min</b>	-0.2360	-0.0200	-0.1090	-0.0710	0.0600	-0.1780	0.0710	-0.0920	-0.0900	-0.0880
<b>Ecart-type</b>	0.3099	0.5580	0.1730	0.3144	7.4438	2.1702	1.2333	0.1730	3.0725	1.3892
<b>Skewness</b>	1.4016***	1.7676***	1.0532***	1.4465***	1.8354***	1.6010***	1.2934***	0.8977***	1.5895***	1.1804***
<b>Kurtosis</b>	2.2007***	3.5391***	1.6318***	2.3578***	3.3119***	1.9221***	0.9430***	0.6713***	1.7127***	0.5639***
<b>Jarque-Bera</b>	1795.1***	3536.6***	1003.5***	1968.5***	3454.7***	1971.2***	1071.5***	694.67***	1842.9***	832.61***
<b>p-value</b>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Test KPSS</b>	2.2477	2.0760	2.6359	2.4175	1.8930	2.5925	1.4912	68.1792	2.1095	1.6071
<b>Q(5)</b>	681.807***	537.955***	770.656***	655.927***	548.424***	702.540***	868.552***	947.08***	728.394***	963.690***
<b>p-value</b>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>ARCH(5)</b>	30479***	51916***	7079.4***	30280***	43411***	128430***	83610***	21737***	110320***	90055***
<b>p-value</b>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Obs.</b>	3392	3392	3392	3392	3392	3392	3392	3392	3392	3392

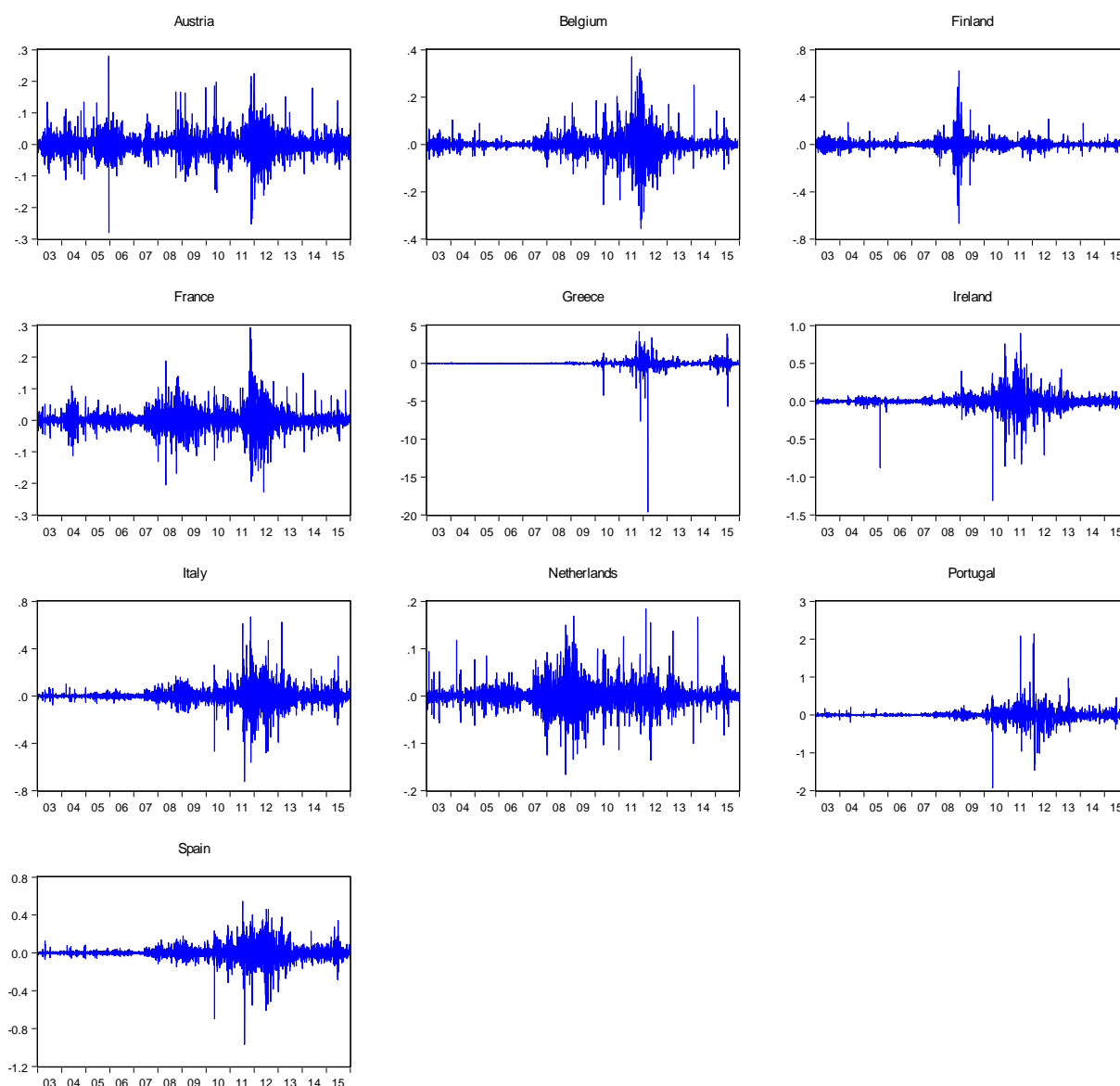
\*\*\*, \*\* et \* indiquent une signification statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

**Tableau (2).** Statistiques descriptives des séries des spreads en différence première du 02 janvier 2003 au 31 décembre 2015

	<b>Autriche</b>	<b>Belgique</b>	<b>Finlande</b>	<b>France</b>	<b>Grèce</b>	<b>Irlande</b>	<b>Italie</b>	<b>Pays-Bas</b>	<b>Portugal</b>	<b>Espagne</b>
<b>Moyenne</b>	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0022	0.0001	0.0002	0.0000	0.0005	0.0003
<b>Max</b>	0.2800	0.3710	0.6210	0.2940	4.2180	0.8980	0.6700	0.1840	2.1370	0.5460
<b>Min</b>	-0.2800	-0.3550	-0.6680	-0.2270	-19.6410	-1.3120	-0.7230	-0.1660	-1.9250	-0.9680
<b>Ecart-type</b>	0.0340	0.0402	0.0406	0.0319	0.5021	0.0922	0.0696	0.0232	0.1374	0.0746
<b>Skewness</b>	0.2782***	0.3296***	-0.3594***	0.1814***	-18.7720***	-1.3461***	0.1187***	0.5149***	1.0765***	-0.9302***
<b>Kurtosis</b>	9.6546***	17.1940***	68.6190***	10.2100***	719.1300***	34.1620***	18.2910***	9.4560***	67.0430***	20.2570***
<b>Jarque-Bera</b>	13214***	41832***	665350***	14747***	73269 10 <sup>3</sup> ***	165920***	47280***	12787***	635730***	58467***
<b>p-value</b>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Test KPSS</b>	0.0298	0.0727	0.1453	0.0521	0.1191	0.1114	0.1232	0.0231	0.1328	0.2125
<b>Q(5)</b>	13.5489**	10.1225*	20.7805***	12.8468**	2.2504	8.5351	9.9054*	46.8398***	7.4071	16.3275***
<b>p-value</b>	0.0187	0.0718	0.0009	0.0249	0.8135	0.1291	0.0780	0.0000	0.1921	0.0060
<b>ARCH(5)</b>	113.32***	195.88***	291.94***	159.47***	21.214***	73.82***	103.24***	60.757***	30.535***	54.591***
<b>p-value</b>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Obs.</b>	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391

\*\*\*, \*\* et \* indiquent une signification statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

La figure (2) présente l'évolution des spreads souverains en différence première des dix pays de notre échantillon. Elle montre la présence de regroupement de la volatilité « *volatility clustering* » pour chaque série. Ces caractéristiques nous amènent à utiliser les modèles de type GARCH dans le but d'analyser la dynamique de leurs co-mouvements.



**Figure (2).** Évolution des spreads souverains en différence première du 02 janvier 2003 au 31 décembre 2015

Le tableau (3) présente la matrice des corrélations inconditionnelles entre les séries des spreads en niveau durant toute notre période d'observation. Par conséquent, il fournit une description préliminaire de leurs liens linéaires. Les résultats montrent de forts co-mouvements positifs entre les séries, indiquant qu'elles varient dans le même sens et partagent une tendance commune. Le couple Espagne-Italie a affiché la corrélation la plus forte avec un coefficient égal à 0.9701 contrairement à la paire Finlande-Grèce qui a enregistré le plus faible co-

mouvement, soit 0.4929. Le partage de la monnaie unique (l'euro) et d'une même politique monétaire, d'institutions supranationales telles que la BCE, la Commission Européenne et le Parlement Européen, ainsi que d'intenses liens commerciaux et financiers expliquent l'importance des valeurs des corrélations inconditionnelles<sup>55</sup>. En effet, compte tenu du renforcement de l'intégration des marchés financiers de l'UEM, l'évolution des prix de leurs actifs financiers a tendance à s'expliquer principalement par des facteurs communs. Ainsi, la rentabilité d'un marché est déterminée par ses covariances avec d'autres marchés (Baele, 2005 ; Bekaert et al., 2005). Néanmoins, cette forte dépendance entre les marchés des pays de notre échantillon augmente leur vulnérabilité aux chocs et pourrait conduire à une mauvaise évaluation de leurs primes de risque souverain durant les périodes de crise.

---

<sup>55</sup> Ehrmann et al. (2011) ont montré que l'élimination du risque de change et l'adoption d'une politique monétaire commune constituent les principaux facteurs de convergence des marchés des dettes souveraines en zone euro.

**Tableau (3).** Matrice des corrélations inconditionnelles entre les spreads souverains en niveau du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015

	<b>Autriche</b>	<b>Belgique</b>	<b>Finlande</b>	<b>France</b>	<b>Grèce</b>	<b>Irlande</b>	<b>Italie</b>	<b>Pays-Bas</b>	<b>Portugal</b>	<b>Espagne</b>
<b>Autriche</b>	1									
<b>Belgique</b>	0.8940*** (0.0000)	1								
<b>Finlande</b>	0.8708*** (0.0000)	0.7354*** (0.0000)	1							
<b>France</b>	0.8705*** (0.0000)	0.9322*** (0.0000)	0.7196*** (0.0000)	1						
<b>Grèce</b>	0.7121*** (0.0000)	0.8657*** (0.0000)	0.4929*** (0.0000)	0.8870*** (0.0000)	1					
<b>Irlande</b>	0.7199*** (0.0000)	0.8743*** (0.0000)	0.5727*** (0.0000)	0.7505*** (0.0000)	0.7711*** (0.0000)	1				
<b>Italie</b>	0.7597*** (0.0000)	0.8937*** (0.0000)	0.5950*** (0.0000)	0.9485*** (0.0000)	0.9133*** (0.0000)	0.7662*** (0.0000)	1			
<b>Pays-Bas</b>	0.8819*** (0.0000)	0.7691*** (0.0000)	0.9081*** (0.0000)	0.7948*** (0.0000)	0.5526*** (0.0000)	0.6193*** (0.0000)	0.7003*** (0.0000)	1		
<b>Portugal</b>	0.7375*** (0.0000)	0.9163*** (0.0000)	0.5360*** (0.0000)	0.9087*** (0.0000)	0.9444*** (0.0000)	0.8674*** (0.0000)	0.9391*** (0.0000)	0.6205*** (0.0000)	1	
<b>Espagne</b>	0.6814*** (0.0000)	0.8337*** (0.0000)	0.5288*** (0.0000)	0.8951*** (0.0000)	0.8771*** (0.0000)	0.7828*** (0.0000)	0.9701*** (0.0000)	0.6572*** (0.0000)	0.9169*** (0.0000)	1

\*\*\*, \*\* et \* indiquent une signification statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

## 2.2 Analyse des estimations du modèle GARCH-DCC

Les résultats de l'estimation du modèle MA(1)-GARCH(1,1) univarié pour chaque série des spreads en différence première sont exposés dans le tableau (4) (Panel A). Les termes  $\gamma_1$  pour toutes les équations de la moyenne conditionnelle sont statistiquement significatifs, ce qui justifie la sélection du processus MA(1). Plus intéressant, tous les coefficients  $\gamma_2$  sont positifs et statistiquement significatifs à l'exception des cas finlandais, irlandais, espagnol et grec. Ainsi, durant notre période d'observation, le spread souverain grec a constitué un facteur régional pour les titres souverains autrichien, belge, français, italien, néerlandais et portugais. En d'autres termes, le spread de leurs dettes souveraines à 10 ans au jour (t) est déterminé, entre autres, par celui du titre souverain grec au jour (t-1). Le signe positif de  $\gamma_2$  pour l'Autriche, la Belgique, la France, l'Italie, le Portugal et les Pays-Bas indique qu'un accroissement du niveau du spread grec au jour (t-1) augmente leurs primes de risque au jour (t). Néanmoins, l'impact de cette transmission de la moyenne reste très dérisoire vu la faiblesse de la valeur de  $\gamma_2$ . De plus, les valeurs de  $\gamma_2$  étaient moins importantes pour le groupe des pays du cœur de la zone euro que pour celui des pays périphériques. Ce constat montre la forte sensibilité des marchés souverains de ces derniers par rapport à ceux des premiers à l'égard du spread grec. Ce résultat pourrait être justifié par la ressemblance des profils du risque souverain de l'Italie, de l'Irlande, du Portugal et de l'Espagne d'un côté et celui de la Grèce de l'autre, vu qu'ils disposaient de fondamentaux macroéconomiques et financiers similaires, surtout au cours de la période de la crise grecque.

La somme du paramètre capturant l'effet ARCH ( $\alpha$ ) et du terme mesurant l'effet GARCH ( $\beta$ ) est toujours proche de l'unité pour toutes les équations de la variance conditionnelle, ce qui témoigne d'une forte persistance de la volatilité conditionnelle. De plus, les termes d'asymétrie  $\varphi$  et du kurtosis  $\tau$  estimés sont statistiquement significatifs pour toutes les séries des spreads, ce qui justifie notre choix de la distribution de Student asymétrique pour les données.

Le tableau (4) (Panel B) présente les paramètres estimés du modèle DCC multivarié. Les termes  $a$  et  $b$  estimés sont positifs et statistiquement significatifs. De plus, leur somme est proche de l'unité ce qui dévoile une forte persistance des corrélations conditionnelles dynamiques. Tous ces résultats justifient l'utilisation du modèle MA(1)-GARCH(1,1)-DCC et montrent que les séries des corrélations conditionnelles dynamiques estimées peuvent fournir une inférence statistique raisonnable de l'évolution des co-mouvements entre les spreads souverains de notre échantillon.

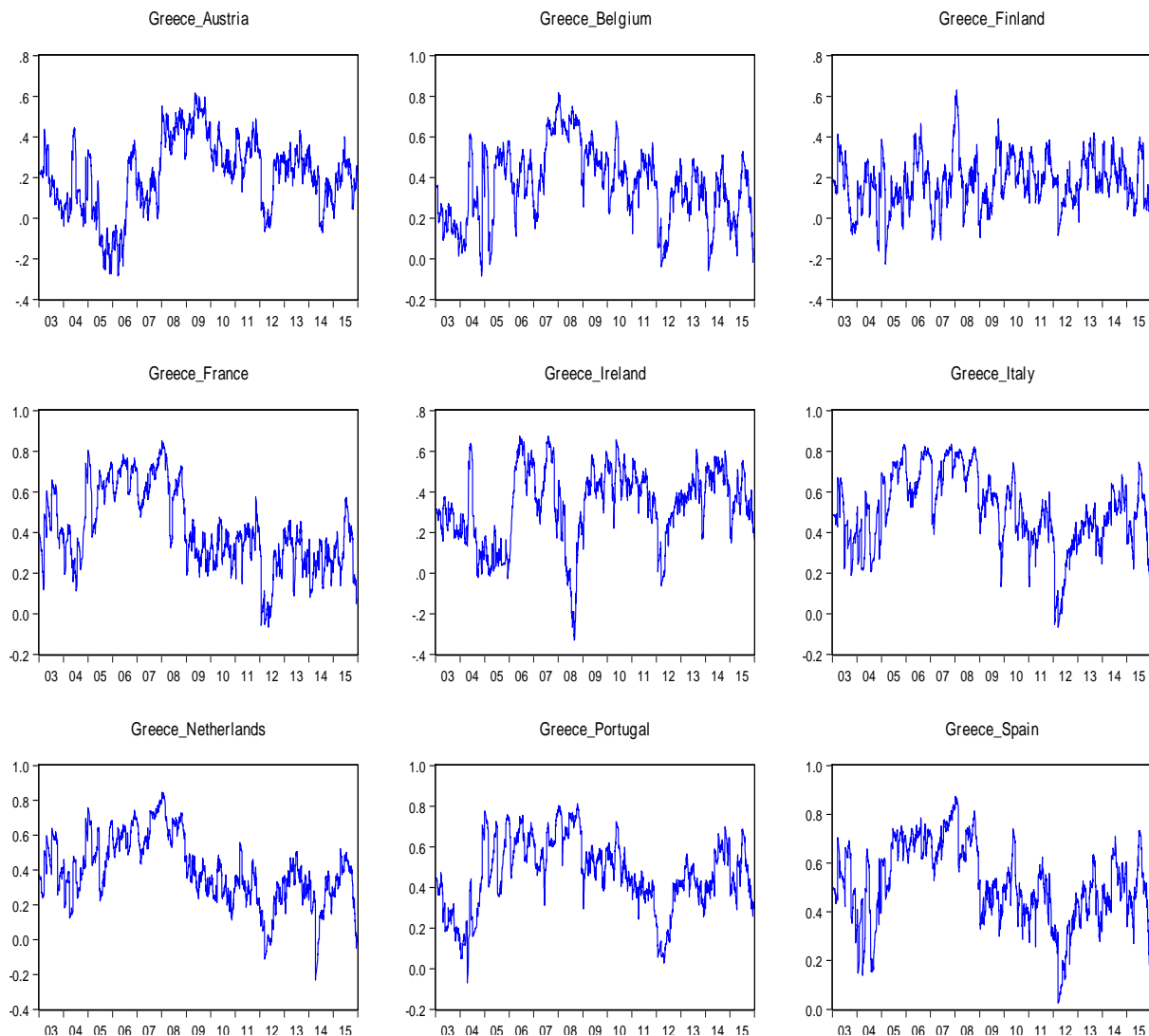
**Tableau (4).** Résultats de l'estimation du modèle MA(1)-GARCH(1,1)-DCC multivarié

	Autriche	Belgique	Finlande	France	Grèce	Irlande	Italie	Pays-Bas	Portugal	Espagne
<i>Panel A: résultats de l'estimation du modèle MA(1)-GARCH(1,1) univarié</i>										
$\gamma_0$	-0.0002	-0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0000	-0.0000	-0.0001	-0.0002*	-0.0001	-0.0001
<b>t-stat</b>	-0.7700	-0.4413	-0.7970	-0.4909	-0.2491	-0.1061	-0.5691	-1.8152	-0.4029	-0.5237
$\gamma_1$	-0.3100***	-0.1630***	-0.4388***	-0.2920***	-0.2916*	-0.1268***	-0.1688***	-0.3177***	-0.1813***	-0.2294***
<b>t-stat</b>	-11.0949	-6.6386	-15.8663	-10.6774	-1.7201	-5.3134	-6.0157	-12.1384	-6.7781	-7.9185
$\gamma_2$	0.0042*	0.0032**	0.0032	0.0050***	0.2040	0.0087	0.0080*	0.0019*	0.0220*	0.0057
<b>t-stat</b>	1.7572	2.3186	1.2747	3.2350	1.1696	1.4786	1.6735	1.6526	1.9097	0.8870
$w$	0.0000**	0.0000	0.0000***	0.0000	0.0000***	0.0000***	0.0000	0.0000**	0.0000***	0.0000
<b>t-stat</b>	2.1072	0.5578	4.0641	1.1794	5.7677	4.0548	0.9291	2.4399	3.2383	1.5661
$\alpha$	0.2582***	0.1272**	0.1892***	0.1636***	0.2415***	0.1775***	0.1160***	0.2521***	0.1532***	0.1428***
<b>t-stat</b>	4.2824	2.3055	5.7578	3.1173	12.9663	9.8996	3.9697	9.7302	8.1252	7.5888
$\beta$	0.7408***	0.8718***	0.8098***	0.8354***	0.7575***	0.8215***	0.8830***	0.7469***	0.8458***	0.8562***
<b>t-stat</b>	10.6036	14.9207	22.8396	12.1601	33.9039	40.5483	27.3634	15.7947	38.5205	40.4533
$\varphi$	1.0273***	1.0259***	1.0152***	1.0137***	1.0311***	0.9949***	1.0524***	1.0200***	1.0320***	1.0397***
<b>t-stat</b>	50.8597	51.9539	45.1751	48.9933	67.8199	54.9072	50.0839	50.3753	55.2132	52.3514
$\tau$	3.6988***	4.0467***	3.9015***	4.03567***	3.6483***	4.9261***	4.5892***	3.7610***	4.3262***	5.0630***
<b>t-stat</b>	18.9500	14.1815	14.7837	10.2722	26.8527	13.6461	14.1773	14.1109	16.1224	14.5941
<i>Panel B: résultats de l'estimation du modèle MA(1)-GARCH(1,1)-DCC multivarié</i>										
$a$	0.0264***									
<b>t-stat</b>	10.5035									
$b$	0.9662***									
<b>t-stat</b>	258.0466									
$\tau$	4.2729***									
<b>t-stat</b>	51.6211									

\*\*\*, \*\* et \* indiquent une signification statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

### 2.3 Analyse de l'effet de contagion

Dans notre étude, nous testons l'hypothèse de la contagion de la crise grecque sur les marchés des dettes souveraines à 10 ans de neuf pays de l'UEM. Cela nous permet de vérifier si la crise hellénique (l'accroissement de la prime de risque grecque) a participé, dans une certaine mesure, à l'augmentation de leurs spreads et par la suite à l'enchérissement de leurs coûts de refinancement. La figure (3) montre la dynamique des corrélations conditionnelles entre les spreads grecs, d'une part, et ceux des autres pays, d'autre part. Nous remarquons que les séries des corrélations varient au cours du temps. Ce constat justifie l'utilisation du modèle DCC d'Engle (2002), prenant en considération la variation des co-mouvements au cours du temps.



**Figure (3).** Dynamique des corrélations conditionnelles dynamiques du 02 janvier 2003 au 31 décembre 2015

Le tableau (5) expose les statistiques descriptives des séries des corrélations conditionnelles dynamiques durant notre période d'observation. Il révèle que les pays périphériques (à



l'exception de l'Irlande) présentent, en moyenne, les corrélations conditionnelles les plus élevées avec la Grèce. La paire Grèce-Espagne a affiché la corrélation conditionnelle moyenne la plus forte, soit 0.5181, contrairement au couple Grèce-Finlande qui a enregistré le comouvement moyen le plus faible, soit 0.1787. En termes de risque, la série des corrélations conditionnelles entre la Grèce et la France a présenté la plus forte volatilité (0.1973) suivie par celle de la paire Grèce-Pays-Bas (0.1943). Par ailleurs, la paire Grèce-Finlande a affiché la plus faible volatilité des corrélations conditionnelles, soit 0.1257.

**Tableau (5).** Statistiques descriptives des corrélations conditionnelles dynamiques du 02 janvier 2003 au 31 décembre 2015

	GR-AUS	GR-BEL	GR-FIN	GR-FRA	GR-IRL	GR-ITA	GR-PAY	GR-POR	GR-ESP
<b>Moyenne</b>	0.2141	0.3656	0.1787	0.4161	0.3362	0.5122	0.3995	0.4683	0.5181
<b>Max</b>	0.6156	0.8174	0.6300	0.8520	0.6745	0.8345	0.8475	0.8127	0.8741
<b>Min</b>	-0.2847	-0.0861	-0.2265	-0.0658	-0.3305	-0.0675	-0.2316	-0.0699	0.0250
<b>Ecart-type</b>	0.1813	0.1832	0.1257	0.1973	0.1862	0.1824	0.1943	0.1770	0.1637
<b>Obs.</b>	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391	3391

Avant d'analyser l'effet de contagion sur les neuf marchés de notre échantillon, nous commençons par un rappel concis de la chronologie de la crise de la dette grecque tout en mettant l'accent sur les principales informations qui ont marqué les marchés financiers<sup>56</sup>.

La crise s'est déclenchée en novembre 2009 suite aux révélations du gouvernement socialiste de Papandreou selon lesquelles le déficit budgétaire grec serait de l'ordre de 12.7% du PIB en 2009, soit le triple des statistiques officielles (Kouretas et Vlamis, 2010 ; Park, 2015). De plus, l'annonce précise que l'Etat grec a fait appel aux services de la banque d'investissement *Goldman Sachs* afin de masquer son déficit budgétaire durant plusieurs années pour pouvoir intégrer l'UEM (Story et al., 2010). Par conséquent, les taux d'intérêt auxquels l'Etat grec se finance ont explosé poussant les agences de notation à entamer, depuis décembre 2009, une série de dégradations de la note des titres souverains helléniques (Moro, 2014). Venizélos (2017) souligne que l'éclatement de la crise grecque est le résultat de trois crises : une crise de refinancement qui s'est transformée en une crise de solvabilité, une crise de déficit budgétaire et une crise de compétitivité et de production.

Privé d'accès sur les marchés financiers, le 23 avril 2010 la Grèce a demandé une assistance financière auprès de la troïka. Quelques jours après, soit le 27 avril 2010, *Standard & Poor's* (S&P) a dégradé la note de la dette souveraine grecque en la mettant dans la catégorie

<sup>56</sup> Nous nous sommes basés principalement sur le site d'information de Reuters pour résumer la chronologie de la crise grecque : <http://fr.reuters.com/article/frEuroRpt/idFRL5N0Z60CI20150723?pageNumber=5&virtualBrandChannel=0>  
<https://www.reuters.com/article/eurozone-crisis-events/timeline-euro-zone-debt-crisis-idUSLDE6700YD20100825>

spéculative « *Junk bond* ». Cette décision a rendu le titre souverain grec non plus admissible à titre de garanti pour les opérations de refinancement des banques helléniques auprès de la BCE (Moisescu et Giurescu, 2016). Le 02 mai 2010, la Grèce a conclu un accord avec la troïka sur un premier plan de sauvetage de 110 milliards d'euros. Cette somme, dont 80 milliards d'euros ont été versés par les Etats membres<sup>57</sup> et 30 milliards d'euros par le FMI, est encaissée par tranches en contrepartie de mesures d'austérité supplémentaires et de réformes structurelles. Le prêt est proposé à un taux d'intérêt de 5% ce qui permet à la Grèce de financer les échéances de sa dette à un taux soutenable à long terme<sup>58</sup>. Le 10 mai 2010, les bailleurs de fonds ont mis en place le FESF doté d'une capacité de soutien de 440 milliards d'euros afin de fournir une assistance financière aux pays rencontrant des difficultés de refinancement sur les marchés et d'éviter la contagion de la crise grecque. Le même jour, le conseil des gouverneurs de la BCE a décidé de mener des interventions sur le marché obligataire secondaire à travers le programme SMP « *The Securities Markets Programme* », en achetant les dettes souveraines et privées des pays périphériques secoués par la crise<sup>59</sup> (Moro, 2014). Ces interventions ont visé à assurer la liquidité et la profondeur des marchés de ces titres afin de rétablir une meilleure transmission de la politique monétaire. Ce jour vient clôturer une première phase violente de la crise grecque.

En mai 2011, l'incapacité de la Grèce à revenir sur les marchés financiers en 2012 pour financer ses dépenses<sup>60</sup> marque le début d'un deuxième pic de tensions. Lors du conseil européen du 21 juillet 2011, et afin d'éviter le défaut grec, les dirigeants européens ont adopté les grandes lignes d'un deuxième plan de sauvetage en sa faveur en évoquant de faire participer le secteur privé « *Private Sector Involvement* » pour un effacement partiel de la dette grecque (Venizélos, 2017). A ce jour, la perte des investisseurs privés était évaluée aux alentours de 50 milliards d'euros (Giordano et al., 2013). De plus, il a été décidé d'élargir le rôle du FESF en lui permettant d'intervenir sur les marchés secondaires et de participer au renflouement des établissements financiers en difficulté à travers des prêts accordés aux gouvernements<sup>61</sup>. A l'automne 2011, la Grèce est entrée dans une phase d'instabilité politique à la suite de la montée de la contestation sociale poussant Papandréou à démissionner le 09 novembre 2011. Cette décision est survenue après le retrait de sa proposition de soumettre l'accord du 27 octobre 2011 à référendum. Au début de l'année 2012, l'écart de rendement entre le titre souverain grec à 10

---

<sup>57</sup> En fonction de leur participation au capital de la BCE.

<sup>58</sup> Grèce : les premiers versements de l'UE avant trois semaines, Le Monde, Article du 2 mai.

<sup>59</sup> A titre d'information, les avoirs de la BCE dans le cadre du programme SMP ont culminé à 219.5 milliards d'euros en février 2012 (Krishnamurthy et al., 2018).

<sup>60</sup> « *Reform efforts by the Greek government proved inadequate to allow the country to access international markets in 2012* » (Papavassiliou, 2014, p. 11).

<sup>61</sup> [https://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms\\_data/docs/pressdata/fr/ec/123985.pdf](https://www.consilium.europa.eu/uedocs/cms_data/docs/pressdata/fr/ec/123985.pdf)

ans et celui de l'Allemagne a atteint environ 4000 pb, rendant ainsi le fardeau de la dette grecque insoutenable (Dellas et Tavlás, 2012). Le 21 février 2012, l'Eurogroupe a finalisé un deuxième plan de sauvetage en faveur de la Grèce d'un montant de 130 milliards d'euros<sup>62</sup>. Ce deuxième plan est assorti d'une restructuration de la dette grecque en faisant participer ses créanciers privés. Dans ce cadre, ces derniers ont accepté d'abandonner 53.5% de leurs créances. Ainsi, ils étaient invités à échanger leurs anciennes obligations par de nouveaux titres souverains d'échéance 30 ans au taux de 3.65% (Kosmidou et al., 2015). Le 09 mars 2012, la Grèce a annoncé que 85.8% (69.8%) des détenteurs privés des dettes souveraines grecques régies par le droit grec (étranger) ont accepté le plan de restructuration. Ainsi, la Grèce est parvenue au terme de cet accord à effacer 107 milliards d'euros de dette souveraine, permettant de débloquent le prêt de la troïka de 130 milliards d'euros<sup>63</sup>. Grâce à ce deuxième plan de sauvetage, la république hellénique payait, à partir de 2013, 60% d'intérêts sur sa dette en moins par rapport à l'année 2011 (Venizélos, 2017).

Enfin, une troisième phase aigüe de crise a émergé à partir de janvier 2015 et s'est accentuée vers la fin du mois de juin 2015. Elle a vu le jour sous le gouvernement d'Alexis Tsipras, chef du parti d'extrême gauche « Syriza », qui a promis de mettre un terme à l'austérité (Bird et al., 2017a). En effet, faute de rembourser les 1.6 milliard d'euros dus au FMI, la Grèce est considérée officiellement en situation de défaut de paiement le 01 juillet 2015. Le 12 juillet 2015, lors du conseil européen, les chefs des pays de la zone euro se sont accordés sur un plan de sortie de crise en contrepartie de réformes exigées (Venizélos, 2017). Le 11 août, les négociateurs grecs et européens parviennent à s'entendre sur les détails d'un troisième plan d'aide d'un montant de 86 milliards d'euros<sup>64</sup>. Ce troisième plan de sauvetage a été validé le 14 août 2015 par le parlement grec<sup>65</sup> et l'Eurogroupe<sup>66</sup>, marquant la fin de la troisième phase de la crise hellénique.

Afin d'examiner la contagion de la crise de la dette grecque sur les neuf marchés des dettes souveraines de notre échantillon, nous avons calculé et tracé l'intervalle de confiance pour chaque série des corrélations conditionnelles dynamiques comme le montre la figure (4)<sup>67</sup>. Par

<sup>62</sup> Dont 102 milliards d'euros par le FESF et 28 milliards d'euros par le FMI.

<sup>63</sup> <https://www.lefigaro.fr/conjoncture/2012/03/09/20002-20120309ARTFIG00299-la-restructuration-de-la-dette-grecque-est-un-succes.php>

<sup>64</sup> Débloqués à travers le Mécanisme Européen de Stabilité (MES).

<sup>65</sup> <http://www.leparisien.fr/economie/grece-le-parlement-adopte-le-troisieme-plan-d-aide-14-08-2015-5010275.php>

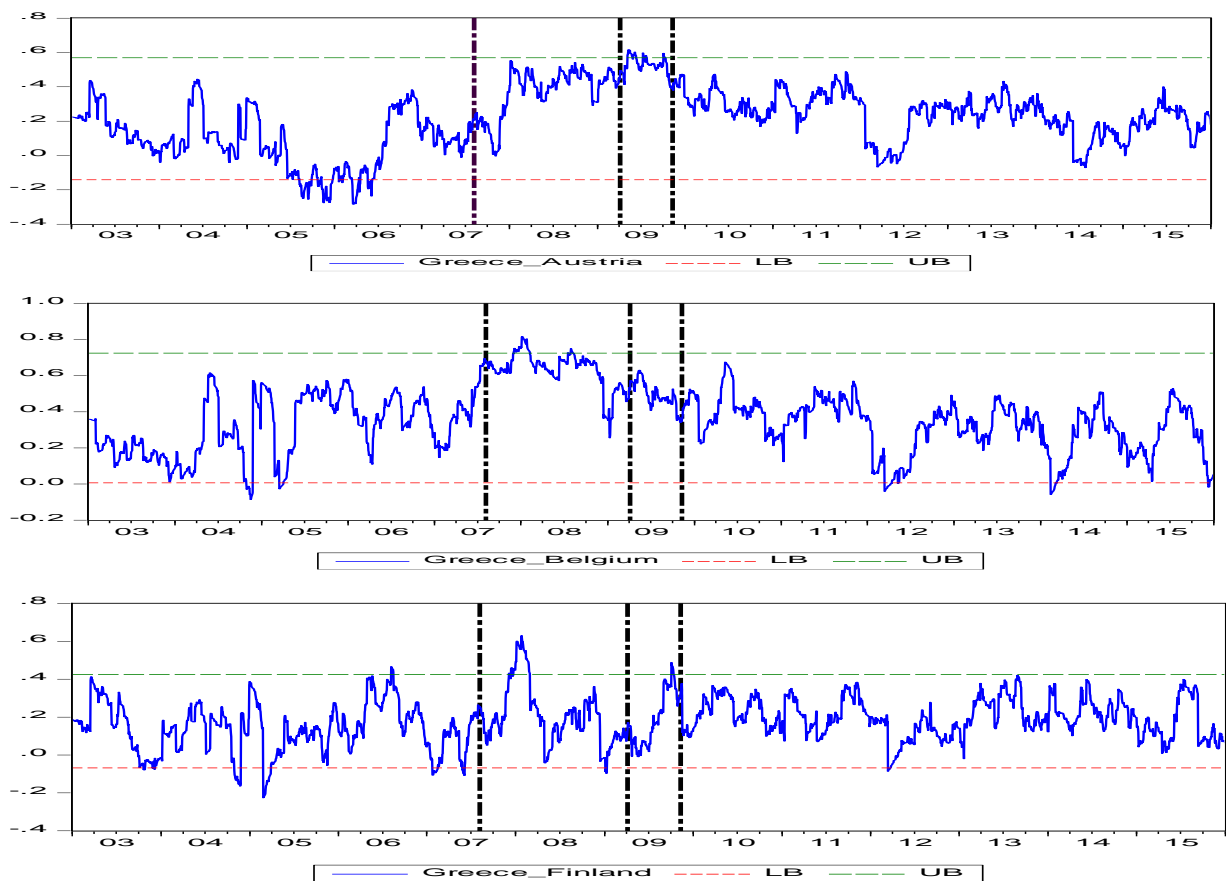
<sup>66</sup> [https://www.lemonde.fr/europe/article/2015/08/14/1-eurogroupe-donne-son-accord-le-premier-versement-sera-de-26-milliards-d-euros-selon-une-source-proche-des-negociations-troisieme-plan-d-aide-a-la-grece\\_4725500\\_3214.html](https://www.lemonde.fr/europe/article/2015/08/14/1-eurogroupe-donne-son-accord-le-premier-versement-sera-de-26-milliards-d-euros-selon-une-source-proche-des-negociations-troisieme-plan-d-aide-a-la-grece_4725500_3214.html)

<sup>67</sup> Pour déterminer les valeurs des bornes supérieure et inférieure de l'intervalle de confiance de chaque série des  $DCC_{Gr,i}$ , nous avons appliqué les formules suivantes :

$$\text{Valeur de la borne supérieure des } DCC_{Gr,i} = \text{moyenne des } DCC_{Gr,i} + 1.96 \times \text{écart type des } DCC_{Gr,i} \quad (12)$$

$$\text{Valeur de la borne inférieure des } DCC_{Gr,i} = \text{moyenne des } DCC_{Gr,i} - 1.96 \times \text{écart type des } DCC_{Gr,i} \quad (13)$$

conséquent, nous interprétons l'accroissement (la baisse) de la série des corrélations conditionnelles dynamiques au-delà (en-deçà) de la borne supérieure (inférieure) de l'intervalle de confiance comme étant une augmentation (une baisse) statistiquement significative des co-mouvements. Nous avons procédé de cette manière pour tenter de tirer des conclusions robustes sur l'existence ou l'absence de contagion, en se basant directement sur les graphiques des corrélations conditionnelles dynamiques. Ainsi, le test de contagion à chaque instant « t » de la période de crise constitue l'avantage de notre approche par rapport à d'autres méthodes, suggérant sa précision et sa pertinence dans les travaux empiriques relatifs à la transmission des chocs. Cette approche offre aux décideurs politiques des informations utiles pour réagir en temps opportun afin de lutter contre l'effet de contagion grâce à la mise en œuvre des mesures adaptées.



**Figure (4).** Corrélations conditionnelles dynamiques avec les intervalles de confiance du 02 janvier 2003 au 31 décembre 2015

*Notes : UB et LB désignent, respectivement, la borne supérieure et inférieure de l'intervalle de confiance.*

*Les premier, deuxième et troisième traits correspondent, respectivement, au début de la crise des subprimes, à la fin de la crise des subprimes et au début de la crise grecque.*

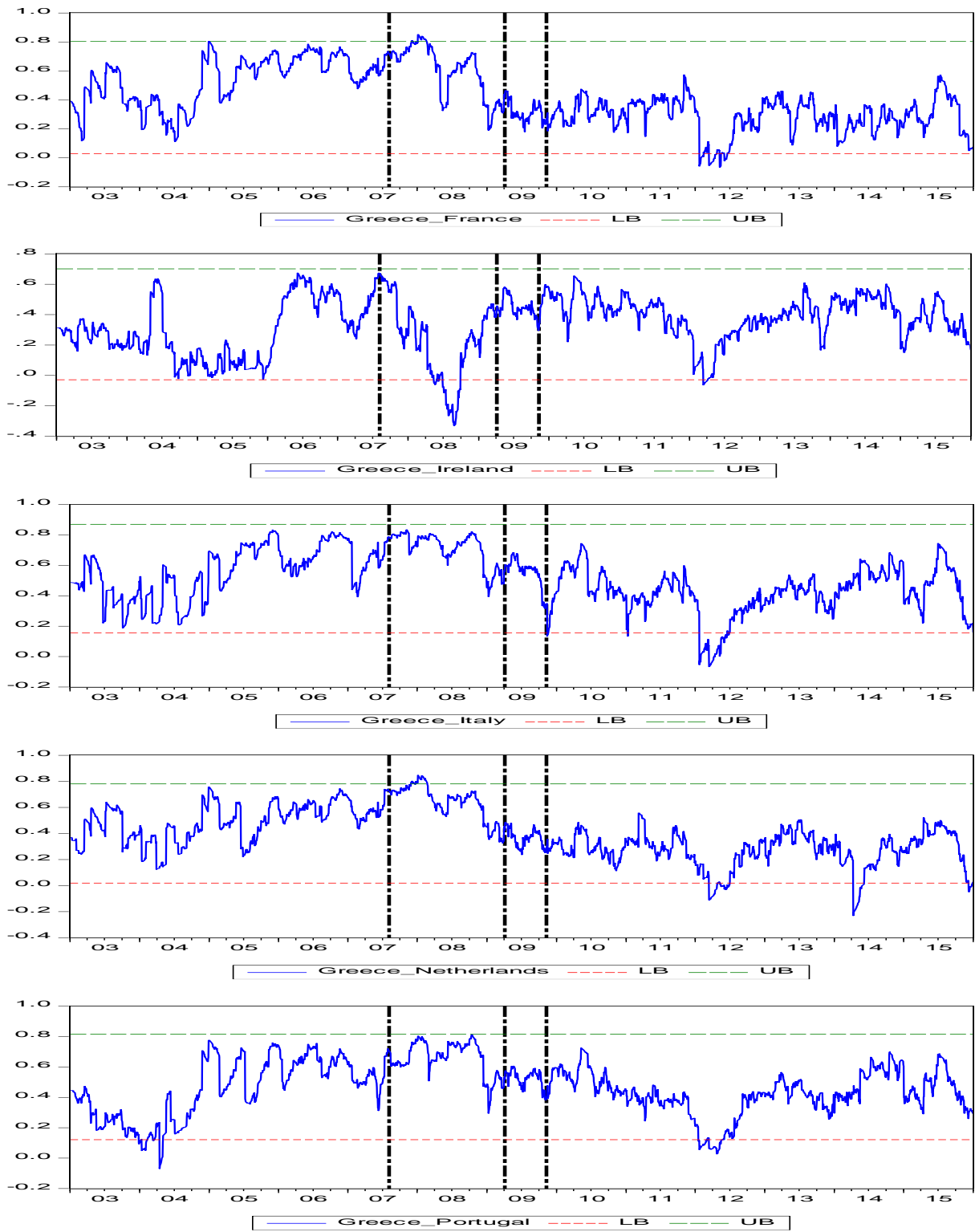
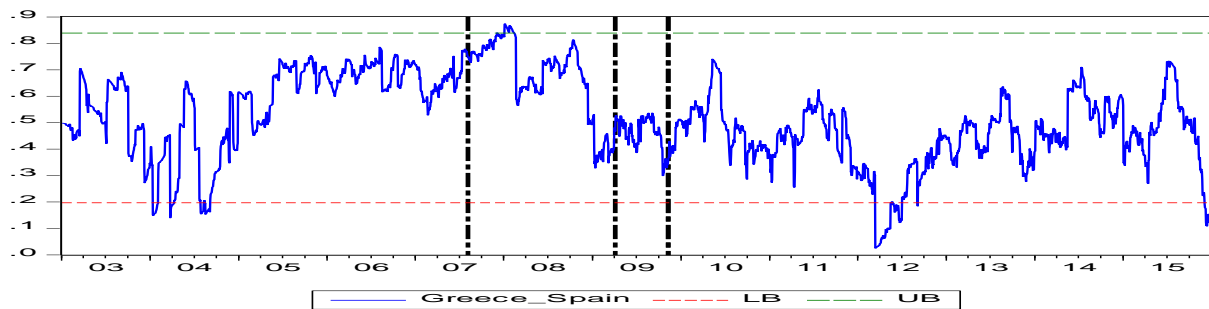


Figure (4). Suite



**Figure (4).** Suite

La Réserve Fédérale de Saint-Louis (Federal Reserve Board of St. Louis, 2009) et la Banque des Règlements Internationaux (BIS, 2009) ont divisé la période de la crise des subprimes en trois phases : une première phase qui s'étale du 01 août 2007 au 15 septembre 2008, nommée « l'agitation financière initiale ». La deuxième phase s'étend du 16 septembre 2008 au 31 décembre 2008 qualifiée de « la forte détérioration des marchés financiers ». Elle a vu le jour au moment de l'effondrement de *Lehman Brothers*. La troisième phase couvre la période allant du 01 janvier 2009 au 31 mars 2009, et correspond à « la détérioration macroéconomique ». En somme, la crise des subprimes s'est déroulée du 01 août 2007 au 31 mars 2009.

L'analyse de la figure (4) révèle l'existence d'une dynamique haussière persistante pour la majorité des DCC sur la période de pré-crise (notamment de 2004 jusqu'à 2007). En moyenne, le niveau de corrélation est passé de 0.2 à 0.7 traduisant un renforcement de l'intégration/la convergence des marchés des dettes souveraines à 10 ans. Ce résultat consolide les travaux d'Ehrmann et al. (2011), d'Argyrou et Kontonikas (2012) et de Sensoy et al. (2019). Il en ressort, qu'avant la crise des subprimes, le comportement des spreads souverains des pays de l'UEM est influencé par des facteurs de risque d'avantage régionaux, que domestiques/spécifiques.

En outre, la figure (4) montre que cinq séries des corrélations conditionnelles dynamiques étaient impactées par la contagion de la crise des subprimes. Il s'agit des paires Grèce-Belgique, Grèce-Finlande, Grèce-France, Grèce-Pays-Bas et Grèce-Espagne. Ce constat confirme ceux de Samitas et Tsakalos (2013), Tamakoshi et Hamori (2013b), Pappas et al. (2016) et Leschinski et Bertram (2017) qui ont attesté l'occurrence de la contagion de la crise des subprimes sur les marchés financiers en zone euro. De plus, les résultats montrent que la majorité des épisodes contagieux se sont produits à la fin de l'année 2007 et au début de l'année 2008. En d'autres termes, ces épisodes ont eu lieu au cours de la première phase de la crise des subprimes, telle qu'elle est définie par les sources officielles (BIS, 2009 ; Federal Reserve Board of St. Louis, 2009), bien avant la faillite de *Lehman Brothers*. Cela reflète une forte

intégration de la plupart des marchés de l'UEM, ainsi que la puissance de l'onde de choc de cette crise.

Plus précisément, le couple Grèce-Belgique a connu trois épisodes contagieux : le premier s'est déroulé du 30 novembre 2007 au 06 février 2008, le deuxième a vu le jour le 16 juillet 2008 et le troisième a couvert la période du 28 juillet 2008 au 06 août 2008. En outre, la paire Grèce-Finlande a également encaissé les chocs de la crise des subprimes durant trois phases : les première et deuxième phases se sont étalées, respectivement, durant le 04 décembre 2007 et du 12 décembre 2007 au 18 décembre 2007. La dernière phase a surgi du 21 décembre 2007 au 27 février 2008. Par ailleurs, le couple franco-grec a été impacté par la contagion du 04 décembre 2007 au 06 décembre 2007 et du 03 janvier 2008 au 18 février 2008. La paire Grèce-Pays-Bas a subi la transmission des chocs de la crise des subprimes du 28 novembre 2007 au 18 décembre 2007 et du 21 décembre 2007 au 21 février 2008. Finalement, la contagion de la crise des subprimes a affecté le couple Grèce-Espagne durant deux phases : la première a eu lieu au cours de la séance du 04 décembre 2007 et la deuxième a couvert la période allant du 03 janvier 2008 au 12 février 2008. Il en ressort que la disparité du nombre d'épisodes contagieux ainsi que leurs durées d'une paire à une autre rejette l'hypothèse d'une intégration parfaite des marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM.

La crise de la dette souveraine en zone euro, qui s'est déclenchée suite à la crise grecque, a été scindée en trois phases par Kenourgios (2014) en se basant sur les informations publiées par la BCE et Reuters. La première phase s'est étalée du 05 novembre 2009 au 22 avril 2010. Elle a émergé quelques jours après les révélations du gouvernement socialiste de Papandreou selon lesquelles le déficit budgétaire grec serait de l'ordre de 12.7% du PIB en 2009. Ce chiffre était au-delà des statistiques officielles et dépassait largement le seuil de 3% du PIB, stipulé par les critères de Maastricht. La deuxième phase s'est déroulée du 23 avril 2010 au 14 juillet 2011. Elle a surgi lorsque le gouvernement grec a demandé un appui financier auprès de la troïka, le 23 avril 2010. La troisième phase a commencé à partir du 15 juillet 2011. Ainsi, elle couvre, dans notre étude, la période allant du 15 juillet 2011 jusqu'au 31 décembre 2015. Cette troisième phase a vu le jour avec la publication des résultats du test de résistance des banques européennes. En même temps, l'agence de notation Moody's a dégradé la note de la dette souveraine portugaise et le gouvernement espagnol a annoncé la tenue des élections anticipées à cause de son échec à gérer la situation économique du pays. Donc, la crise grecque qui a marqué le début de la crise de l'euro s'est étendue du 05 novembre 2009 au 31 décembre 2015.

L'examen des corrélations conditionnelles dynamiques entre la Grèce et les autres pays ne permet pas de confirmer la présence d'épisodes contagieux durant la crise grecque. En d'autres termes, ce résultat indique que la crise grecque était un cas isolé sur les principaux marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM, corroborant les travaux de Philippas et Siriopoulos (2013) et Pragidis et al. (2015). Il démontre soit l'insensibilité des investisseurs aux mauvaises nouvelles concernant la situation économique de la Grèce<sup>68</sup>, soit l'efficacité des mesures mises en œuvre par la troïka et les décideurs politiques de l'UEM, lesquelles ont permis d'amortir les chocs émanant du marché souverain grec.

En effet, trois plans de sauvetage ont été adoptés en faveur de la Grèce en 2010, 2012 et 2015, assortis de réformes structurelles et de mesures d'austérité. Ces trois plans lui ont permis d'éviter une sortie de la zone euro « *Grexit* ». De plus, un FESF a été créé en mai 2010 et a été remplacé en octobre 2012 par le MES<sup>69</sup>. Ces deux dispositifs ont visé à sauvegarder la stabilité financière en zone euro en accordant des prêts aux pays rencontrant ou menacés par des difficultés de refinancement sur les marchés financiers. Par ailleurs, la BCE a mené des opérations d'achat des dettes souveraines et privées sur les marchés obligataires secondaires à travers le programme SMP depuis mai 2010. La Grèce et les autres pays périphériques en ont bénéficié. Cet outil a été remplacé par le programme d'opérations monétaires sur titres « *Outright Monetary Transactions* » (OMT), le 06 septembre 2012. À travers ce programme, qui n'a jamais été activé, la BCE a signalé qu'elle agirait « sous certaines conditions » en tant que prêteur en dernier ressort pour les souverains de la zone euro (Saka et al., 2015). L'objectif du programme OMT consistait à baisser le risque de redénomination dans le contexte de craintes croissantes d'un éclatement de la zone euro (Neri et Ropele, 2015). Gödl et Kleinert (2016) ont montré l'efficacité de la politique monétaire non conventionnelle de la BCE (SMP, « *the two 3-year longer-term refinancing operations* » (LTRO) et OMT) et de l'opération de la restructuration de la dette grecque en mars 2012 dans la baisse des spreads souverains de l'économie hellénique. Krishnamurthy et al. (2018) ont constaté que les programmes SMP et OMT avaient réussi à réduire la segmentation du marché, le risque de redénomination et le risque de défaut dans les pays sous tension, tout en entraînant également des retombées macroéconomiques positives sur le reste de l'UEM. Plusieurs autres travaux ont souligné l'efficacité des mesures prises par la BCE dans la réduction des spreads ou des rendements des

---

<sup>68</sup> Ce résultat peut être expliqué par la faiblesse de son poids au sein de la zone euro. En effet, le PIB grec représente 2.89% du PIB de l'UEM en 2009 (OCDE). De plus, sa dette publique correspond à 4.05% de la dette publique de la zone euro pour la même année (Eurostat).

<sup>69</sup> Dont la Grèce y a fait appel en 2012 et 2015.



dettes souveraines des « PIIGS » (Altavilla et al., 2014 ; De Pooter et al., 2012 ; Eser et Schwaab, 2013 ; Falagiarda et Reitz, 2015 ; Ghysels et al., 2017 ; Szczerbowicz, 2015).

En outre, durant les phases violentes de la crise de la dette grecque, toutes les séries des corrélations conditionnelles dynamiques ont affiché une tendance baissière. Ces épisodes se sont déroulés entre la fin de l'année 2009 et mars 2012, puis durant l'été 2015. Cela révèle une perte d'intégration du marché souverain hellénique avec ceux des autres pays de notre échantillon en période de turbulences financières. Ce résultat est en phase avec ceux d'Ehrmann et Fratzscher (2017) et Caporin et al. (2018). Ces travaux ont montré la fragmentation des marchés des dettes souveraines de l'UEM durant la crise de l'euro (et donc durant la crise grecque).

Il apparaît donc que la hausse des spreads des dettes souveraines des pays de notre échantillon ne serait pas due à l'effet de contagion issu de la crise grecque. Ce phénomène reflète la détérioration de leurs risques spécifiques, résultant de la dégradation de leurs fondamentaux macroéconomiques et de leurs niveaux de compétitivité. Finalement, notre étude montre que les gains de la diversification internationale restent encore possibles sur les dix marchés souverains de notre échantillon durant la crise de la dette grecque. Ce constat diverge de celui de Celik (2012), parmi d'autres, qui remet en cause l'efficacité de la diversification internationale durant les périodes de turbulences financières.

## *Conclusion*

Dans ce chapitre, nous avons testé la transmission de la crise grecque sur neuf marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. A cet effet, nous avons estimé le modèle DCC d'Engle (2002) sur une période allant du 01 janvier 2003 jusqu'au 31 décembre 2015. En s'inspirant des travaux de Kchaou et Bellalah (2020), nous avons calculé et représenté les intervalles de confiance des corrélations conditionnelles dynamiques entre la série des spreads grecs d'un côté et celles des autres pays de l'échantillon de l'autre côté. En outre, nous avons examiné si le spread grec a joué le rôle du facteur régional sur ces marchés durant toute la période d'observation.

Les principaux résultats trouvés sont les suivants : premièrement, nous infirmons l'hypothèse de contagion de la crise grecque sur tous les marchés des dettes souveraines de notre échantillon. Ainsi, la crise hellénique était juste un cas isolé sur les marchés analysés. Nous justifions ce constat soit par la faiblesse du poids de son économie et de sa dette publique au sein de l'UEM, soit par l'efficacité des mesures mises en œuvre par la troïka et les gouvernements des pays de la zone euro dans la gestion du risque de contagion. Par conséquent, l'augmentation des spreads des dettes souveraines à 10 ans des pays de l'UEM, et principalement des pays périphériques, reflète uniquement la détérioration de leurs fondamentaux macroéconomiques. Ces résultats confirment ceux de Philippas et Siriopoulos (2013) et Pragidis et al. (2015). Ils divergent de ceux de Missio et Watzka (2011), De Santis (2012), Smeets (2016), Georgoutsos et Migiakis (2017) et Kchaou et Bellalah (2020). Deuxièmement, les corrélations conditionnelles dynamiques montrent une dynamique baissière durant les phases aiguës de la crise grecque. Ce constat est en phase avec ceux d'Ehrmann et Fratzscher (2017) et Caporin et al. (2018). Troisièmement, nous trouvons que le marché grec a constitué un facteur régional pour la majorité des pays de l'échantillon. Cela indique un effet de débordement « *spillover effect* » au niveau de la moyenne découlant du titre souverain grec vers la plupart des marchés analysés. Toutefois, son impact demeure dérisoire, ce qui pourrait aussi expliquer l'absence de contagion durant la crise hellénique. Quatrièmement, notre étude montre la contagion de la crise des subprimes pour la majorité des marchés souverains à 10 ans de l'UEM. Cela révèle d'une part, leur forte intégration et d'autre part, la puissance de l'onde de choc de cette crise. Cinquièmement, les résultats montrent un renforcement graduel de l'intégration de la plupart des marchés sur la période 2004-2007, corroborant les travaux d'Ehrmann et al. (2011), Arghyrou et Kntonikas (2012) et Sensoy et al. (2019).

Malheureusement, la crise grecque a constitué le déclencheur de la crise de la dette souveraine en zone euro. En effet, d'autres pays comme l'Espagne, l'Irlande, l'Italie et le Portugal sont entrés dans une phase de turbulences financières. Cette évolution de la crise grecque vers une crise de la dette souveraine en zone euro a menacé l'éclatement de l'UEM. C'est pourquoi, dans la continuation de notre travail, nous proposerons d'analyser la contagion de la crise de la dette souveraine sur le même panel de pays de l'UEM. Cela nous permettra de comparer et de compléter les résultats relevés dans ce chapitre tout en prenant en considération d'autres foyers de propagation des chocs.

## Chapitre 3. Dynamique de la contagion de la crise de l'euro sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM

### Résumé

Dans ce chapitre, nous analysons la dynamique de la contagion de la crise de l'euro sur les principaux marchés des dettes souveraines de l'Union Economique et Monétaire (UEM). L'étude porte sur les séries de spreads souverains à 10 ans et couvre la période allant du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015. Pour ce faire, nous estimons le modèle *Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedacity-Asymmetric Dynamic Conditional Correlation* (APARCH-ADCC) et celui de la régression dynamique Markov Switching (MSDR). L'impact de cette crise pour chaque pays de notre échantillon est évalué à l'aide de deux indicateurs qui sont les suivants : la synchronisation et l'intensité de la crise. Vu que notre période d'observation couvre également la crise des subprimes, nous analysons, de manière synthétique, sa contagion et son impact sur ces marchés.

A notre connaissance, cette méthodologie n'a pas été utilisée pour étudier la dynamique de la transmission des chocs de la crise des subprimes et celle de l'euro et leur impact sur les marchés souverains de l'UEM.

Les résultats empiriques montrent que les épisodes contagieux et leur intensité varient dans le temps et en fonction des paires de marchés pour les deux crises. Cela illustre la complexité de la contagion financière. De plus, ils indiquent que les couples de marchés composés par les pays périphériques de l'UEM (à l'exception de l'Irlande) ont été épargnés par la contagion de la crise des subprimes et que sa deuxième phase était la plus forte en termes d'intensité de la transmission des chocs. En outre, les résultats révèlent que tous les pays étaient affectés par la contagion de la crise de l'euro et que les mesures prises par la troïka (la Banque Centrale Européenne, la Commission Européenne et le Fonds Monétaire International) et les gouvernements des pays de l'UEM ont permis d'atténuer ses effets adverses. Par ailleurs, l'analyse des indicateurs de la synchronisation et de l'intensité de la crise fournit une preuve à première vue d'une UEM « à plusieurs vitesses ». Ainsi, toutes les mesures à mettre en œuvre par les banquiers centraux et les décideurs politiques doivent prendre en compte l'hétérogénéité du comportement de ces marchés pour garantir une réponse régionale efficace aux futures crises.

## *Introduction*

À partir du printemps 2007, le marché des prêts hypothécaires américain a connu d'importantes secousses conduisant à un accroissement des défauts de paiement des emprunteurs et par la suite à une réévaluation des titres adossés à ces prêts. Cette crise observée sur ce marché a déclenché la crise des subprimes, plus grave crise financière depuis celle des années 1930, nommée « la grande dépression » (Reinhart et Rogoff, 2009). Ce choc a ébranlé d'abord les États-Unis et a été marqué par la faillite de *Lehman Brothers*. Par la suite, cette crise d'origine financière s'est propagée à la sphère réelle induisant une récession dans plusieurs pays. Face à une telle situation, plusieurs gouvernements ont mis en place des plans de sauvetage pour leur système financier fragilisé<sup>70</sup> et une relance budgétaire pour arrêter la spirale dépressive de la crise. Le recours à l'endettement, surtout pour les pays caractérisés par de faibles fondamentaux, a dégradé les bilans du secteur bancaire en raison de la surexposition de plusieurs de ses institutions à des débiteurs peu fiables/très risqués (Muratori, 2014). En même temps, ces mesures ont provoqué une explosion des déficits budgétaires entraînant un accroissement des taux d'endettement pour plusieurs pays développés.

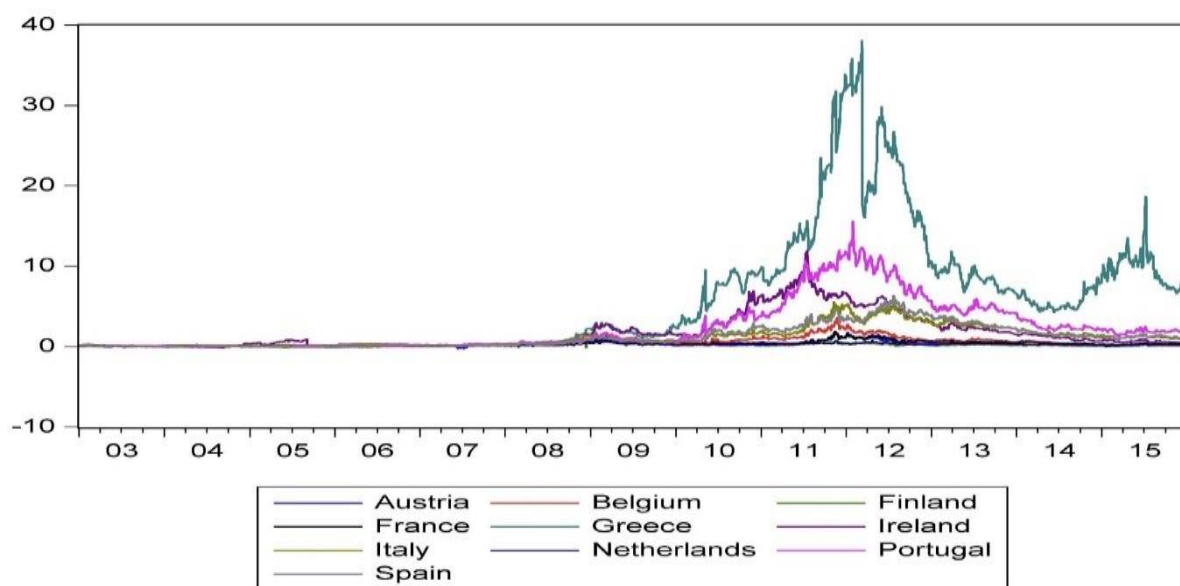
C'est dans ce sens que la crise des subprimes a constitué les germes de la crise de la dette souveraine en zone euro. Ainsi, Park (2015) souligne que cette dernière résulte d'une combinaison de plusieurs facteurs. Certains ont constitué des causes précipitantes alors que d'autres sont plus profondes et fondamentales. A ce titre, il mentionne : (a) l'augmentation du crédit durant la période 2003-2007 soutenue par un environnement de taux d'intérêt faibles, (b) la crise des subprimes et ses effets récessifs, (c) les déséquilibres fiscaux et macroéconomiques des pays périphériques de la zone euro (l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie et le Portugal (les PIIGS)) (d) les problèmes structurels relatifs à l'architecture de l'UEM. Moro (2014) souligne que la crise de l'euro/la dette souveraine de l'UEM est liée à plusieurs facteurs : (a) une crise de compétitivité et de croissance conduisant à des déséquilibres structurels au sein de la zone euro, (b) une désastreuse évaluation des risques par les marchés et une mauvaise allocation des capitaux qui en ont résulté durant la période 1999-2009 (c) des tensions sur les marchés des dettes souveraines et au sein du secteur bancaire qui se sont mutuellement alimentées, créant de graves problèmes de financement pour de nombreux emprunteurs.

Suite à cette crise financière de 2007-2008, l'annonce à l'automne 2009 de graves problèmes budgétaires en Grèce a marqué le début de la crise de la dette souveraine en zone euro. En

---

<sup>70</sup> À travers des injections de capital, des garanties aux engagements bancaires, d'extension des systèmes d'assurance des dépôts, etc.

conséquence, les marchés ont réévalué la solvabilité des pays de l'UEM comme le montre la figure (1). Cette dernière dévoile une divergence des spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans des principaux pays de l'UEM, et surtout des pays périphériques, depuis la fin de l'année 2009. En effet, les spreads grecs ont commencé leur dynamique haussière à la fin de l'année 2009, suivis par ceux de l'Irlande et du Portugal et finalement par ceux de l'Espagne et de l'Italie à la fin de l'année 2010. Les valeurs maximales des spreads ont atteint 1190 points de base (pb) pour l'Irlande en juillet 2011, 558 pb pour l'Italie en novembre 2011, 1556 pb pour le Portugal en janvier 2012, 3806 pb pour la Grèce en mars 2012 et 634 pb pour l'Espagne en juillet 2012. Ainsi, la détérioration des coûts de refinancement ont contraint la Grèce, l'Irlande et le Portugal à se retirer des marchés des dettes souveraines. Par conséquent, ces pays ont demandé un plan de sauvetage auprès de la troïka (la Banque Centrale Européenne (BCE), la Commission Européenne et le Fonds Monétaire International (FMI)) afin de rester à flot et d'honorer leurs engagements financiers envers leurs créanciers. Même le renflouement de ces trois pays en 2010 (pour la Grèce et l'Irlande) et 2011 (pour le Portugal) n'a pas atténué le niveau de la volatilité sur les marchés des dettes souveraines. En effet, nous constatons à partir de la figure (1) que les spreads des principaux pays de l'UEM ont continué de croître faisant peser le risque de dislocation sur la zone euro. En 2012, l'Autriche et la France ont perdu leurs notes « AAA », la Grèce a bénéficié d'un deuxième plan de sauvetage assorti d'une restructuration de sa dette, l'Espagne et Chypre ont demandé un plan de renflouement afin de sauver leurs systèmes bancaires, etc.



**Figure (1).** Évolution des spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans d'un panel de pays de l'UEM

Source : Datastream Thomson Reuters

Face à ces événements qui ont marqué les marchés des dettes souveraines en zone euro, nous formulons une question qui nous paraît être d'importance majeure non seulement pour les chercheurs mais aussi pour les décideurs politiques, les banquiers et les investisseurs internationaux/gestionnaires d'actifs. Elle peut s'exprimer de la façon suivante : la contagion de la crise de l'euro explique-t-elle, dans une certaine mesure, la trajectoire croissante des spreads des dettes souveraines à 10 ans des principaux pays de l'UEM ?

Dans ce chapitre, nous examinons la contagion de la crise de la dette souveraine en zone euro sur un panel de marchés souverains de l'UEM. A cette fin, nous utilisons le modèle *Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (APARCH) de Ding et al. (1993) couplé avec le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques asymétriques (ADCC) de Cappiello et al. (2006). Cette méthodologie nous permet de déterminer les ADCC des spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans entre chaque marché considéré comme une source de contagion (la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et l'Espagne) d'une part et les autres marchés de notre échantillon d'autre part. Par la suite, nous analysons le comportement de ces corrélations durant plusieurs phases et sous-phases/épisodes de turbulences financières liées à la crise de l'euro dans le but d'analyser la dynamique de la contagion et de son intensité. Les épisodes de crise sont déterminés, pour chaque série des spreads souverains, en se basant sur le modèle de la régression dynamique Markov Switching (MSDR), et donc sur une approche statistique. De plus, nous mesurons l'impact de la crise de la dette souveraine sur chaque marché de notre échantillon à travers deux indicateurs, à savoir la synchronisation et l'intensité de la crise. Nous nous inspirons des travaux de Pappas et al. (2016) qui ont utilisé ces deux indicateurs de crise pour les 27 marchés boursiers de l'Union Européenne (UE) dans le cadre de la crise des subprimes. Notre échantillon renferme dix marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM sur la période 2003-2015. En outre, vu que notre période d'observation couvre également la crise des subprimes, nous analysons, de manière synthétique, sa transmission et son impact sur ces marchés.

La contribution de ce travail est double. Premièrement, nous utilisons une approche statistique qui, à notre connaissance, n'a pas été mobilisée afin d'étudier la dynamique de la contagion des crises des subprimes et de l'euro sur les principaux marchés souverains de l'UEM<sup>71</sup>. Il s'agit

---

<sup>71</sup> L'étude de la dynamique de la contagion se justifie par le changement du comportement des DCC durant les différentes phases de crise. Par exemple, Chiang et al. (2007) ont montré un faible niveau des DCC entre les indices boursiers asiatiques durant les premières phases de la crise asiatique, contrairement à ses dernières phases où les corrélations ont augmenté et persisté à un niveau élevé. De plus, plusieurs travaux ont montré que la transmission des chocs sur les marchés financiers disparaît au bout de sept jours, voire moins (Ait-Sahalia et al., 2015 ; Baig et Goldfajn, 1999).

du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1)-ADCC et celui MSDR. Ce dernier a le mérite de déterminer les épisodes de turbulences financières de ces deux crises sur chaque marché d'une manière endogène. En effet, il permet aux périodes d'accalmie et de crise de varier d'un marché à l'autre en fonction des données, tout en prenant en considération les facteurs spécifiques, les problèmes internes et le degré de résilience de chaque pays. Par conséquent, cette méthodologie nous permet de comparer les résultats trouvés par rapport à ceux des travaux antérieurs en adoptant une approche plus flexible et plus dynamique. Elle fournit aussi des informations pertinentes quant au succès ou à l'échec des interventions des décideurs politiques et des banquiers centraux afin d'arrêter ou au moins d'atténuer l'effet de contagion. Deuxièmement, nous étudions l'impact de ces deux crises pour chaque pays de notre échantillon à travers deux indicateurs, à savoir la synchronisation et l'intensité de la crise. A notre connaissance, ces deux mesures n'ont pas été utilisées pour analyser l'effet de ces crises sur les marchés souverains de l'UEM.

Les principaux résultats de notre travail sont les suivants : premièrement, l'analyse des indicateurs de la synchronisation et de l'intensité de crise révèle l'hétérogénéité du comportement des marchés des dettes souveraines à 10 ans de notre panel face aux crises des subprimes et de l'euro. Cela constitue une preuve d'une intégration incomplète de ces marchés et d'une UEM « à plusieurs vitesses ». Par conséquent, il s'avère nécessaire de prendre en considération les spécificités de chaque marché souverain afin de garantir une réponse régionale efficace aux futures crises. Deuxièmement, l'analyse de la dynamique de la transmission des chocs des deux crises démontre la complexité de la contagion et l'impossibilité d'arrêter ses effets dans le cas des pays commercialement et financièrement intégrés. En effet, parfois ce phénomène est persistant, parfois il est transitoire. De plus, son intensité varie en fonction du temps et des paires de marchés ce qui rend difficile sa prévision. Ce constat limite l'exploitation des bénéfices de la diversification internationale, nécessitant de scruter en temps continu la dynamique des co-mouvements pour chaque paire de marchés. Troisièmement, notre étude indique que la deuxième phase de la crise des subprimes était la plus violente en termes d'intensité de la transmission des chocs. Quatrièmement, les résultats empiriques soulignent l'occurrence de la contagion de la crise de l'euro non seulement sur les marchés des pays périphériques de l'UEM mais aussi sur ceux des pays de son cœur. Durant sa première phase et avant le premier plan de sauvetage de l'économie hellénique en mai 2010, nous avons trouvé que l'Espagne, l'Italie et le Portugal constituaient, outre la Grèce, des véhicules de propagation des chocs. Lors des deuxième et troisième phases de la crise de l'euro, les résultats mettent en



évidence l'instabilité des pays fortement et faiblement impactés par la contagion en fonction du temps et de la source de la transmission des chocs.

Ce chapitre est structuré comme suit : la première section décrit les données et la méthodologie. La deuxième section présente et interprète les résultats empiriques.

## 1. Données et Méthodologie

### 1.1 Données

Pour mener à bien notre étude empirique, nous avons sélectionné les séries temporelles des spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans des dix pays suivant : l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal, l'Espagne et les Pays-Bas. Ainsi, pour des besoins de comparaison des résultats de ce chapitre avec ceux du chapitre précédent, notre échantillon est composé par les mêmes pays du cœur de la zone euro « l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France et les Pays-Bas » et les mêmes pays périphériques de l'UEM « la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et l'Espagne ». C'est pourquoi nous avons gardé aussi la même période d'observation. Par conséquent, cette dernière s'étale du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015.

### 1.2 Méthodologie

#### 1.2.1 Le modèle APARCH-ADCC

Le modèle APARCH-ADCC nécessite deux étapes pour estimer la matrice de variance-covariance conditionnelle  $H_t$ . Dans une première étape, le modèle APARCH(1,1) univarié est appliqué pour chaque série des spreads afin d'estimer leurs écarts-types. Dans une seconde étape, les spreads transformés par leurs écarts-types estimés sont utilisés pour déterminer les paramètres des corrélations conditionnelles dynamiques basées sur le modèle ADCC de Cappiello et al. (2006). Ce dernier constitue une extension du modèle DCC d'Engle (2002).

La forme générale de l'équation de la moyenne conditionnelle se présente comme suit :

$$\Delta s_{i,t} = \omega + \mu \Delta s_{i,t-1} + \theta \varepsilon_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim \text{skewed} - t(\varepsilon_{i,t} \mid \tau_i, \varphi_i)$$

Avec  $\omega \in [0, \infty)$  est le terme constant,  $s_{i,t}$  est le spread de la dette souveraine du pays « i » pour le jour « t »,  $\Delta$  est l'opérateur de différence première,  $\Delta s_{i,t} = [\Delta s_{1,t}, \dots, \Delta s_{n,t}]'$  est un vecteur  $n \times 1$  incluant chaque série des spreads en différence première,  $\varepsilon_{i,t} = [\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}]'$  est

un vecteur  $n \times 1$  des innovations conditionnelles aux informations à l'instant  $(t - 1)$ . Le terme d'erreur est considéré suivre la loi de distribution de Student asymétrique conditionnelle multivariée. Cette loi de distribution constitue une extension des distributions gaussienne et de Student (Hansen, 1994). Elle permet ainsi de prendre en considération l'excès du kurtosis et l'asymétrie de la distribution des données.

La fonction de densité de la distribution de Student asymétrique est donnée par l'équation suivante :

$$\varepsilon \sim \text{skewed-}t(\varepsilon|\tau, \varphi) = \begin{cases} bc \left(1 + \frac{1}{\tau-2} \left(\frac{b\varepsilon+a}{1-\varphi}\right)^2\right)^{-\tau+1/2} & \text{si } \varepsilon < -\frac{a}{b} \\ bc \left(1 + \frac{1}{\tau-2} \left(\frac{b\varepsilon+a}{1+\varphi}\right)^2\right)^{-\tau+1/2} & \text{si } \varepsilon \geq -\frac{a}{b} \end{cases} \quad (2)$$

Les valeurs de  $a$ ,  $b$  et  $c$  sont définies comme suit :

$$a \equiv 4\varphi c \frac{\tau-2}{\tau-1} \quad (3)$$

$$b \equiv 1 + 3\varphi^2 - a^2 \quad (4)$$

$$c \equiv \frac{\Gamma(\tau+1/2)}{\sqrt{\pi(\tau-2)}\Gamma(\tau/2)} \quad (5)$$

Avec  $\tau$  le paramètre du kurtosis ( $2 < \tau < \infty$ ) et  $\varphi$  le terme d'asymétrie ( $-1 < \varphi < 1$ ).

La matrice de variance-covariance est spécifiée comme suit :

$$H_t = E[\varepsilon_t, \varepsilon_t'] = D_t R_t D_t \quad (6)$$

Avec  $R_t$  la matrice des corrélations conditionnelles dynamiques et  $D_t$  représentant la matrice diagonale des écarts-types conditionnels des modèles GARCH univariés avec  $\sigma_{i,t}^\delta$  sur la  $i^{\text{ème}}$  diagonale. Les éléments de  $D_t$  sont générés par le modèle APARCH(1,1) de Ding et al. (1993), qui constitue une extension du modèle GARCH de Bollerslev (1986). Le modèle APARCH(1,1) est donné par l'expression suivante :

$$\sigma_{i,t}^\delta = w + \alpha(|\varepsilon_{i,t-1}| - \gamma\varepsilon_{i,t-1})^\delta + \beta\sigma_{i,t-1}^\delta \quad (7)$$

Avec  $\sigma_{i,t}$  la volatilité conditionnelle pour chaque série des spreads à la date « t »,  $w$  est le terme constant,  $\alpha$  mesure l'effet ARCH,  $\beta$  capte la persistance de la volatilité,  $\gamma$  représente l'effet de levier/terme ARCH asymétrique ( $-1 < \gamma < 1$ ) et  $\delta$  est le terme de puissance qui est une transformation Box-Cox de  $\sigma_{i,t}$ . Lorsque  $\gamma$  est positif (négatif), cela signifie que les chocs

négatifs passés ont un impact plus (moins) important sur la volatilité conditionnelle contemporaine que les chocs positifs antérieurs de même amplitude. Afin de garantir des volatilités conditionnelles positives et stables, les paramètres doivent respecter les conditions suivantes :  $w_i > 0$  et  $(\alpha_i + \beta_i) < 1$ .

Après avoir estimé le modèle APARCH(1,1) univarié, les résidus standardisés  $z_t$  (avec  $z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{ii,t}^\delta$ ) sont déterminés pour estimer les paramètres de l'équation de la corrélation.

L'évolution des corrélations du modèle DCC d'Engle (2002) est donnée par :

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{R} + az_{t-1}z'_{t-1} + bQ_{t-1} \quad (8)$$

Avec  $Q_t$  la matrice de covariance dynamique des résidus standardisés  $z_t$ ,  $\bar{R} = E[z_t z'_t]$  est la matrice des corrélations inconditionnelles des résidus standardisés et  $a$  et  $b$  deux scalaires non négatifs dont la somme est inférieure à l'unité ( $a + b < 1$ ).

Pour incorporer l'effet d'asymétrie des chocs sur la dynamique des corrélations conditionnelles, le modèle des corrélations conditionnelles dynamiques asymétriques généralisé (AG-DCC) a la forme suivante :

$$Q_t = (\bar{R} - A'\bar{R}A - B'\bar{R}B - G'\bar{N}G) + A'z_{t-1}z'_{t-1}A + G'\eta_{t-1}\eta'_{t-1}G + B'Q_{t-1}B \quad (9)$$

Avec  $\bar{N}$  est la matrice des corrélations inconditionnelles de résidus négatifs standardisés  $\eta_t$ ,  $A$ ,  $B$  et  $G$  des matrices  $k \times k$  des paramètres. Les résidus négatifs standardisés  $\eta_t$  sont définis comme suit :

$$\eta_t = I[z_t < 0] \odot z_t \quad (10)$$

Avec  $I[.]$  est une fonction indicatrice qui prend la valeur « 1 » lorsque la condition est respectée, sinon « 0 » et  $\odot$  est le produit Hadamard.

Le modèle ADCC est considéré comme un cas spécial du modèle AG-DCC lorsque les matrices  $A$ ,  $B$  et  $G$  sont remplacées, respectivement, par les scalaires  $a$ ,  $b$  et  $g$ .

Finalement, la matrice des corrélations conditionnelles dynamiques  $R_t$  est déterminée par l'opération suivante :

$$R_t = Q_t^*{}^{-1}Q_tQ_t^*{}^{-1} \quad (11)$$

Avec  $Q_t^*$  la matrice diagonale contenant la racine carrée des éléments de la diagonale principale de  $Q_t$  telle que :

$$Q_t^* = \begin{pmatrix} \sqrt{q_{11,t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{q_{nn,t}} \end{pmatrix} \quad (12)$$

Il est à noter que le modèle ADCC est estimé par l'estimateur du quasi-maximum de vraisemblance.

### ***1.2.2 Identification de la période de crise***

La détermination de la période de crise et de sa durée constitue la tâche la plus sensible dans les travaux empiriques portant sur la contagion financière. Selon Dungey et Zhumabekova (2001) et Billio et Pelizzon (2003), les résultats du test de l'effet de contagion dépendent fortement des longueurs des périodes d'accalmie et de crise.

L'examen de la littérature de la contagion financière montre l'utilisation de deux approches afin d'identifier la période de crise : d'une part, une approche économique qui se base sur les événements économiques et financiers majeurs publiés par les sources officielles (Chiang et al., 2007 ; Forbes et Rigobon, 2002, parmi d'autres) et d'autre part, une approche statistique qui définit la période de crise d'une façon endogène en utilisant les modèles de Markov Switching (Boyer et al., 2006 ; Rodriguez, 2007, parmi d'autres), les modèles autorégressifs à transition lisse (STAR) de Teräsvirta (1994) et les tests de ruptures structurelles (Tamakoshi et Hamori, 2014, parmi d'autres). Par exemple, les modèles de Markov Switching se basent sur les données afin de déterminer le 'timing' du changement de régime en intégrant une variable latente gouvernée par une chaîne de Markov de premier ordre. Récemment, différents travaux ont utilisé les deux approches dans le but d'analyser l'effet de contagion (Baur, 2012 ; Dimitriou et al., 2013 ; Kenourgios, 2014 ; Kenourgios et al., 2016 ; Pappas et al., 2016, parmi d'autres). Il est important de noter que ces deux approches restent, dans une certaine mesure, arbitraires. Baur (2012) souligne que même si la période de crise est déterminée d'une façon endogène, le choix du modèle économétrique reste aléatoire.

Suivant l'approche économique, la Banque des Règlements Internationaux (BIS, 2009) et la Réserve Fédérale de Saint Louis (Federal Reserve Board of St. Louis, 2009) ont divisé la période de la crise des subprimes en trois phases. La première phase, a commencé le 1<sup>er</sup> août 2007 et s'est terminée le 15 septembre 2008. Elle est décrite comme « la crise financière initiale ». La deuxième phase, s'est étalée du 16 septembre 2008 au 31 décembre 2008, se

caractérisant par une « forte détérioration des marchés financiers ». Elle a commencé avec l'effondrement de *Lehman Brothers*. La troisième phase a couvert la période du 1<sup>er</sup> janvier 2009 au 31 mars 2009 et est appelée « la détérioration macroéconomique ». Par ailleurs, en se basant sur les informations publiées par la BCE et Reuters, la crise de la dette souveraine en zone euro a été scindée en trois phases par Kenourgios (2014). La première phase s'est étalée du 05 novembre 2009 au 22 avril 2010. Elle a débuté quelques jours après les révélations du gouvernement socialiste de Papandreou selon lesquelles le déficit budgétaire grec serait de l'ordre de 12.7% du PIB en 2009. Ce chiffre était au-delà des statistiques officielles et dépassait largement le seuil de 3% du PIB, stipulé par les critères de Maastricht. La deuxième phase s'étend du 23 avril 2010 au 14 juillet 2011. Elle a surgi lorsque le gouvernement grec a demandé un plan de sauvetage auprès de la troïka, le 23 avril 2010, et quelques jours avant sa ratification. La troisième et dernière phase a commencé à partir du 15 juillet 2011. Ainsi, elle couvre, dans notre étude, la période du 15 juillet 2011 au 31 décembre 2015. Cette troisième phase a commencé avec la publication des résultats du test de résistance des banques européennes. En même temps, l'agence de notation Moody's a dégradé la note de la dette souveraine portugaise et le gouvernement espagnol a annoncé la tenue des élections anticipées à cause de son échec dans la gestion de la situation économique du pays.

Dans notre étude, nous utilisons le modèle MSDR afin d'identifier le régime d'excès de volatilité conditionnelle ( $\sigma_t$ ) pour chaque série des spreads des dettes souveraines à 10 ans. Cette approche économétrique constitue une extension des modèles autorégressifs Markov Switching (AR-MS) et du modèle de la régression Markov Switching d'Hamilton (1989). L'avantage de notre approche est qu'elle permet à la période de crise de varier d'un marché à un autre en fonction des données, tout en prenant en compte les facteurs spécifiques, les problèmes internes et le degré de résilience de chaque pays de notre échantillon.

Selon nos estimations, le modèle MSDR nous permet de fixer deux types de régimes<sup>72</sup>. Un premier régime d'accalmie (régime 1) où on observe une persistance d'une faible volatilité estimée par le modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1) univarié durant toute notre période observation et un deuxième régime de crise (régime 0) englobant les valeurs les plus élevées de  $\sigma_t$  (probabilités de transition proches de 1). Cette approche nous permet ainsi d'analyser la

---

<sup>72</sup> Les modèles de Markov Switching peuvent être estimés pour plus de deux régimes. Néanmoins, à mesure que le nombre de régime croît, la charge de calcul devient plus lourde sans un gain évident en termes d'interprétation. En effet, en prenant 3 régimes dans notre étude, les épisodes de crise de la dette souveraine pour chaque marché deviennent trop laminés, ce qui complexifie l'interprétation des résultats.

dynamique de la contagion au cours des différents épisodes de turbulences financières liés à la crise des subprimes et celle de la dette souveraine en zone euro.

Les probabilités de transition illustrées dans la figure (2) révèlent des disparités dans le nombre, le moment/le 'timing' et la durée des différents épisodes de turbulences financières d'un marché à un autre<sup>73</sup>. Ces derniers sont présentés dans le tableau (1). Il est évident que chaque crise n'impacte pas tous les marchés au même instant et durant la même période. De plus, la figure (2)/tableau (1) montre une fragmentation des marchés analysés en deux sous-groupes : d'un côté, les pays du cœur de la zone euro qui ont encaissé les chocs de la crise des subprimes et ceux de la crise de l'euro et de l'autre les pays périphériques de l'UEM (à l'exception de l'Irlande) qui étaient uniquement impactés par les chocs de la crise de la dette souveraine. La forte intégration financière des pays du cœur de la zone euro et le dynamisme de leurs marchés financiers dominés par les investisseurs institutionnels les rendent plus vulnérables aux chocs exogènes. C'est pourquoi, ils étaient affectés par les deux crises. Les pays périphériques de la zone euro avaient un secteur bancaire et financier faiblement exposé aux titres adossés aux prêts hypothécaires américains<sup>74</sup> et surtout des marchés financiers moins dynamiques et liquides que ceux des pays du cœur de la zone euro. Ces caractéristiques expliquent l'insensibilité de leurs marchés des dettes souveraines à la crise des subprimes.

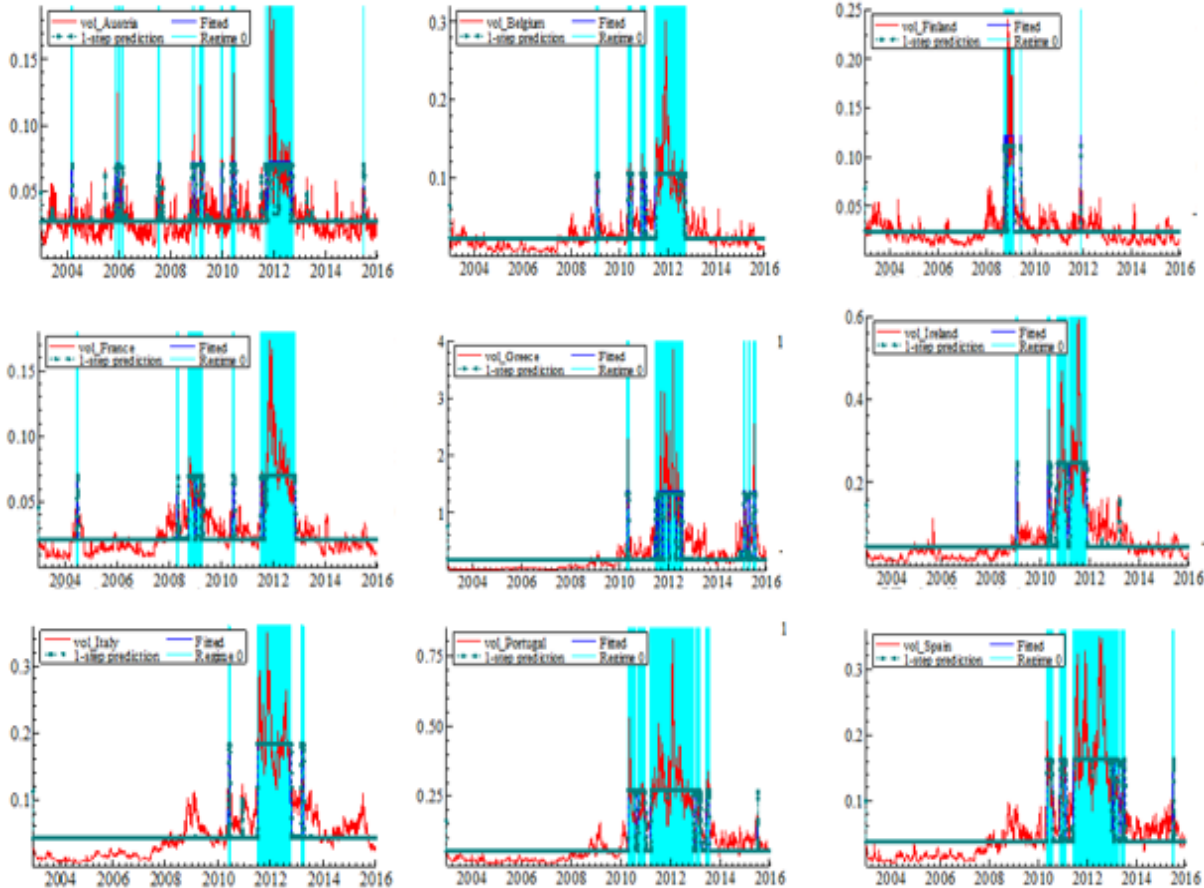
Par ailleurs, les résultats du modèle MSDR montrent que tous les marchés étaient affectés par la crise de l'euro. Nous expliquons ce constat par le fait que cette crise a impliqué les pays de l'UEM. De plus, ces résultats indiquent l'existence de plusieurs (douze) épisodes de crise pour le cas du marché souverain grec. Nous l'expliquons par les éléments suivants : par rapport aux autres pays périphériques de la zone euro, l'économie hellénique a bénéficié du plus grand nombre de plans de sauvetage. Les tranches de chaque enveloppe étaient conditionnées à la mise en place d'un ensemble de mesures d'austérité visant à assainir ses finances publiques et à réformer son économie. Malheureusement, suite à l'importance des coupes budgétaires qui a accentué l'ampleur de la crise et a causé diverses crises politiques et sociales, la passation de ces séries de mesures a pris plus de temps que prévu. Ceci a souvent bloqué les négociations

---

<sup>73</sup> Nous avons choisi d'éliminer les Pays-Bas car les résultats du modèle MSDR pour ce pays révèlent l'existence de 26 épisodes de crise. Les résultats peuvent être envoyés sur demande. Ainsi, le choix de conserver ce pays complexifie l'interprétation des résultats. De plus, il est très fort probable que le modèle ne converge pas à cause de l'importance du nombre des variables muettes qui serviront pour analyser la dynamique de la contagion.

<sup>74</sup> « *Italian and Spanish banks were relatively sheltered from the most intense forces of global financial contagion in 2008–2009. On the assets side, they had a limited amount of market-based assets; they had not invested in 'fancy' financial products that later proved to be 'toxic' and the majority of banks' assets comprised of customer loans. As for liabilities, Italian and Spanish banks had a broad and stable funding base, mainly from retail customers (see Section 2).* » (Quaglia et Royo, 2015, p. 492). « *The Bank of Italy, like the Bank of Spain, discouraged lenders from adopting risky 'off balance sheet' accounting methods, as well as from acquiring billions of euros of repackaged US subprime mortgages and other toxic assets.* » (Quaglia et Royo, 2015, p. 495).

entre les dirigeants grecs et les experts de la troïka, ce qui a retardé le versement des tranches d'aides et fait craindre un scénario de « *Grexit* ». Tous ces évènements ont induit des chocs réguliers qui ont impacté le marché souverain grec à partir du printemps 2010.



**Figure (2).** Régime de crise pour chaque série des spreads souverains

**Tableau (1).** Épisodes de turbulences financières des crises des subprimes et de l'euro

	Régime de crise	
	<i>Crise des subprimes</i>	<i>Crise de l'euro</i>
<b>Autriche</b>	10/07/2007 – 02/08/2007 ( $D_1$ ) 30/10/2008 – 10/11/2008 ( $D_2$ ) 10/12/2008 – 19/12/2008 ( $D_3$ ) 16/02/2009 – 09/04/2009 ( $D_4$ )	29/12/2009 – 04/01/2010 ( $D_5$ ) 10/05/2010 – 12/07/2010 ( $D_6$ ) 06/09/2011 – 14/09/2011 ( $D_7$ ) 19/10/2011 – 28/08/2012 ( $D_8$ ) 12/09/2012 – 24/09/2012 ( $D_9$ ) 24/06/2015 – 01/07/2015 ( $D_{10}$ )
<b>Belgique</b>	21/01/2009 – 24/02/2009 ( $D_1$ )	07/05/2010 – 20/05/2010 ( $D_2$ ) 03/06/2010 – 14/07/2010 ( $D_3$ ) 30/11/2010 – 27/12/2010 ( $D_4$ ) 10/01/2011 – 09/02/2011 ( $D_5$ ) 01/07/2011 – 27/09/2012 ( $D_6$ )
<b>Finlande</b>	24/09/2008 – 20/10/2008 ( $D_1$ ) 31/10/2008 – 06/11/2008 ( $D_2$ ) 14/11/2008 – 26/02/2009 ( $D_3$ ) 03/06/2009 – 11/06/2009 ( $D_4$ )	30/11/2011 – 05/12/2011 ( $D_5$ )
<b>France</b>	01/05/2008 – 06/05/2008 ( $D_1$ ) 01/10/2008 – 23/12/2008 ( $D_2$ ) 22/01/2009 – 20/03/2009 ( $D_3$ ) 31/03/2009 – 14/04/2009 ( $D_4$ )	08/06/2010 – 12/07/2010 ( $D_5$ ) 12/07/2011 – 24/08/2011 ( $D_6$ ) 06/09/2011 – 09/11/2012 ( $D_7$ )
<b>Grèce</b>	-	27/04/2010 – 26/05/2010 ( $D_1$ ) 20/06/2011 – 22/06/2011 ( $D_2$ ) 21/07/2011 – 27/07/2011 ( $D_3$ ) 22/08/2011 – 29/08/2011 ( $D_4$ ) 06/09/2011 – 13/10/2011 ( $D_5$ ) 02/11/2011 – 11/01/2012 ( $D_6$ ) 23/01/2012 – 19/04/2012 ( $D_7$ ) 08/05/2012 – 05/07/2012 ( $D_8$ ) 24/07/2012 – 13/08/2012 ( $D_9$ ) 28/01/2015 – 04/03/2015 ( $D_{10}$ ) 23/04/2015 – 05/05/2015 ( $D_{11}$ ) 23/06/2015 – 04/08/2015 ( $D_{12}$ )
<b>Irlande</b>	22/01/2009 – 03/02/2009 ( $D_1$ )	29/04/2010 – 08/06/2010 ( $D_2$ ) 09/09/2010 – 07/02/2011 ( $D_3$ ) 17/03/2011 – 23/11/2011 ( $D_4$ )
<b>Italie</b>	-	26/05/2010 – 14/06/2010 ( $D_1$ ) 07/07/2011 – 12/10/2012 ( $D_2$ ) 27/02/2013 – 05/04/2013 ( $D_3$ )
<b>Portugal</b>	-	27/04/2010 – 05/08/2010 ( $D_1$ ) 20/09/2010 – 23/12/2010 ( $D_2$ ) 18/03/2011 – 07/12/2012 ( $D_3$ ) 15/01/2013 – 14/03/2013 ( $D_4$ ) 10/06/2013 – 01/08/2013 ( $D_5$ )
<b>Espagne</b>	-	06/05/2010 – 02/08/2010 ( $D_1$ ) 24/11/2010 – 24/02/2011 ( $D_2$ ) 13/06/2011 – 22/01/2013 ( $D_3$ ) 06/02/2013 – 15/04/2013 ( $D_4$ ) 30/05/2013 – 18/07/2013 ( $D_5$ ) 30/06/2015 – 16/07/2015 ( $D_6$ )

Notes : - désigne l'absence d'épisode de turbulences financières relatif à la crise.

### 1.2.3 Les mesures de la synchronisation et de l'intensité de crise

Pour déterminer l'impact de la crise des subprimes et surtout celle de l'euro sur chaque marché souverain de notre échantillon, nous avons mobilisé les mesures de synchronisation et de l'intensité de la crise en s'inspirant des travaux de Pappas et al. (2016).



La mesure de synchronisation est exprimée en jour et est donnée par la formule suivante :

$$Sync_i = T_{C_i} - T_{C_{bench}} \quad (13)$$

Avec  $i$  désigne le marché,  $T_{C_i}$  la date de transition en phase de crise pour le marché  $i$  et  $T_{C_{bench}}$  la date de référence de la même phase de crise<sup>75</sup>. Ainsi une valeur positive (négative) indique un(une) retard (avance) dans l'entrée en phase de crise par rapport à sa date de référence pour le marché  $i$ .

L'intensité de la crise est mesurée par le changement logarithmique de la moyenne des volatilités conditionnelles entre les épisodes de turbulences financières relatifs à la crise<sup>76</sup> et ceux d'accalmie<sup>77</sup>. Elle est exprimée en pourcentage, avec une grande (faible) valeur désignant un impact plus (moins) prononcé de la crise sur le marché  $i$ . L'intensité de la crise est donnée par la formule ci-dessous :

$$Intensité_i(\%) = \ln \left( \frac{\sum_{t_i=T_{C_i}}^T \sigma_{i,t}^{\delta} | s_{t_i}=0 / \sum_{t_i=T_{C_i}}^T t_i | s_{t_i}=0}{\sum_{t_i=1}^T \sigma_{i,t}^{\delta} | s_{t_i}=1 / \sum_{t_i=1}^T t_i | s_{t_i}=1} \right) \times 100 \quad (14)$$

Avec  $\sigma_{i,t}$  qui représente la volatilité conditionnelle pour chaque marché  $i$  à la date «  $t$  »,  $s_t = 0$  (1) désigne le régime de crise (d'accalmie),  $\sum_{t_i=T_{C_i}}^T t_i | s_{t_i} = 0$  est le nombre de jours passé par le marché  $i$  en épisodes de turbulences financières relatifs à la crise et  $\sum_{t_i=1}^T t_i | s_{t_i} = 1$  est le nombre de jours passé par le marché  $i$  en épisodes d'accalmie.

## 2. Les résultats empiriques

### 2.1 Analyse des mesures de la synchronisation et de l'intensité de crise

Le tableau (2) présente les dates de transition en phase de crise et les résultats des mesures de la synchronisation et de l'intensité des deux crises. Ceci nous indique le degré d'homogénéité/d'hétérogénéité des marchés des pays de notre échantillon face aux chocs relatifs aux crises des subprimes et de l'euro.

Les résultats montrent que la plupart des dates de transition en régime de crise étaient associées à la 3<sup>ème</sup> phase de la crise des subprimes et aux 2<sup>ème</sup> et 3<sup>ème</sup> phases de la crise de l'euro. Il est à

<sup>75</sup> Déterminée par les sources officielles (BIS, 2009 et Federal Reserve Board of St. Louis, 2009) pour la crise des subprimes et les informations publiées par la BCE et Reuters et traitées par Kenourgios (2014) pour la crise de l'euro.

<sup>76</sup> Voir le tableau (1).

<sup>77</sup> Les épisodes d'accalmie retenus pour chaque marché  $i$  sont ceux avant le début de la période de la crise des subprimes, entre la fin de la période de la crise des subprimes et le début de la période de la crise de l'euro et de la fin de la période de la crise de l'euro jusqu'à la fin de notre période d'observation. Les phases d'accalmie se retrouvant entre les différents épisodes de tensions financières de la même crise sont écartées. En effet, nous les considérons comme des épisodes intermédiaires vu que le marché ne s'est pas totalement rétabli de la crise en question.

noter que nous comparions les dates de transition de crise déterminées par le modèle MSDR aux dates officielles des différentes phases de crises afin de quantifier la relation d'avance/retard (la synchronisation) de chaque marché avec chaque phase. Ainsi, la variable de synchronisation concorde avec celle utilisée dans les travaux de Pappas et al. (2016) et d'Alexakis et Pappas (2018).

**Tableau (2).** Les mesures de synchronisation et de l'intensité des crises des subprimes et de l'euro

Groupe	Pays	Crise des subprimes						Crise de l'euro							
		Phase 1		Phase 2		Phase 3		Phase 1		Phase 2		Phase 3		Intensité	
		Date de transition de crise	Syn	Date de transition de crise	Sync	Date de transition de crise	Sync	Date de transition de crise	Syn	Date de transition de crise	Sync	Date de transition de crise	Sync	Crise des subprimes	Crise de l'euro
<b>Pays du cœur de la zone euro</b>	<b>Autriche</b>	10/07/07	-21	30/10/08	43	16/02/09	45	29/12/09	53	10/05/10	16	06/09/11	52	63.98%	76.77%
	<b>Belgique</b>	-	-	-	-	21/01/09	19	-	-	07/05/10	13	01/07/11	-13	138.15%	168.74%
	<b>Finlande</b>	-	-	24/09/08	7	14/11/08	-46	-	-	-	-	30/11/11	137	166.01%	122.36%
	<b>France</b>	01/05/08	273	01/10/08	14	22/01/09	20	-	-	08/06/10	45	12/07/11	-2	105.13%	135.02%
<b>Pays périphérique de la zone euro</b>	<b>Grèce</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	27/04/10	3	20/06/11	-24	-	288.24%
	<b>Irlande</b>	-	-	-	-	22/01/09	20	-	-	29/04/10	5	17/03/11	-119	131.95%	176.95%
	<b>Italie</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	26/05/10	32	07/07/11	-7	-	164.81%
	<b>Portugal</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	27/04/10	3	18/03/11	-118	-	177.16%
	<b>Espagne</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	06/05/10	12	13/06/11	-31	-	181.07%

Notes : les dates de transition en phase de crise sont déterminées par le modèle MSDR.

La mesure de la synchronisation est exprimée en jour.

Concernant la crise des subprimes, à l'exception du cas de l'Autriche et de la France, la majorité des autres marchés des dettes souveraines à 10 ans ont encaissé ses chocs au cours de la 3<sup>ème</sup> phase et donc après la faillite de *Lehman Brothers*. Ainsi, au cours de la première phase de cette crise, le sentiment des investisseurs sur la plupart des marchés souverains de la zone euro n'avait guère changé jusqu'à la banqueroute de *Lehman Brothers*, le 15 septembre 2008. Une semaine après, la Finlande entre en phase de crise suivie par la France le 01 octobre 2008, donc deux semaines après le début de la deuxième phase de la crise des subprimes. L'Autriche n'est entrée en deuxième phase de crise que 43 jours après la faillite de *Lehman Brothers*. Ce résultat pourrait être expliqué par la faiblesse du poids de son marché financier (60.8% du PIB en 2007) comparativement à ceux de la Finlande (légèrement au-delà de 129.3% du PIB en 2007) et de la France (103.1% du PIB en 2007)<sup>78</sup>. Rappelons que la crise des subprimes est une crise financière qui s'est transmise après à la sphère réelle. Ainsi, la faiblesse du développement du marché financier, reflété par le ratio capitalisation boursière/PIB, permet de retarder la propagation de ses chocs.

On constate aussi que la Finlande est le premier pays du cœur de la zone euro à entrer dans la troisième phase de la crise des subprimes (la mesure de synchronisation indique 46 jours d'avance par rapport à la date officielle du début de la troisième phase de la crise). Ce constat confirme l'importance des chocs de la crise des subprimes sur le marché souverain finlandais. En effet, cette crise a touché le moteur de l'économie finlandaise à cause de la chute de ses exportations vers ses partenaires commerciaux<sup>79</sup>. L'importance de la valeur de l'intensité de la crise donnée par nos résultats empiriques (166.01%) confirme bien notre interprétation. Par ailleurs, la Belgique, la France et l'Irlande étaient fortement synchronisées durant la troisième phase de la crise des subprimes. En effet, les volatilités conditionnelles de leurs spreads souverains ont encaissé les chocs de cette troisième phase approximativement trois semaines après sa date de début officielle.

L'Irlande, le seul pays périphérique de l'UEM, a été touchée par cette crise à cause de la fragilité de son système bancaire et financier. Ce dernier était surtout affecté par l'éclatement d'une bulle immobilière domestique financée par le crédit bancaire (Considère-Charon, 2011). Par conséquent, l'importance de l'intensité de la crise des subprimes pour le cas irlandais (131.95%) peut être attribuée aux préoccupations des investisseurs concernant le coût de sauvetage de son système bancaire et financier, ce qui a alimenté la dégradation de sa qualité de crédit à partir de

---

<sup>78</sup> Les valeurs sont extraites du site suivant : <https://knoema.com/atlas>

<sup>79</sup> [https://www.lemonde.fr/la-crise-financiere/article/2009/09/10/avec-la-crise-la-finlande-est-devenue-le-cancer-de-la-zone-euro\\_1238523\\_1101386.html](https://www.lemonde.fr/la-crise-financiere/article/2009/09/10/avec-la-crise-la-finlande-est-devenue-le-cancer-de-la-zone-euro_1238523_1101386.html)

2009 (Gibson et al., 2016). Parmi les pays du cœur de l'UEM, le marché souverain autrichien entre là encore le dernier dans la troisième phase de crise (45 jours après sa date de début officielle). Ce constat couplé avec la faiblesse de la mesure de l'intensité de la crise (63.98%), en comparaison avec celles des autres pays sinistrés, confirme l'hypothèse de la résilience de l'économie autrichienne face aux chocs de la crise des subprimes.

Les résultats des dates de transition en régime de turbulences financières pour la crise de l'euro montrent l'insensibilité de tous des marchés souverains à sa première phase (hormis le cas autrichien). Nous expliquons ce constat soit par une sous-estimation de l'ampleur de la crise de la dette souveraine à venir, soit par le fait que les investisseurs considéraient que les problèmes seraient contenus en Grèce. Cette dernière idée est justifiable par la faiblesse du poids de l'économie grecque en zone euro. Lorsque l'on regarde les données macroéconomiques, on s'aperçoit qu'en effet, le PIB grec représente 2.89% du PIB de l'UEM en 2009 (OCDE) et sa dette publique correspond à 4.05% de la dette publique de la zone euro pour la même année (Eurostat).

Par ailleurs, nous constatons que les PIIGS étaient les premiers à entrer en régime de crise durant la deuxième phase de la crise de l'euro. Ce résultat concorde avec ceux d'Alexakis et Pappas (2018) qui ont fait le même constat pour les marchés boursiers des PIIGS. La Grèce et le Portugal ont affiché une synchronisation parfaite. En effet, ces deux pays étaient les premiers affectés par la deuxième phase de la crise, le 27 avril 2010, soit trois jours après la demande de la Grèce d'un plan de sauvetage. Il faut noter qu'en ce même jour, l'agence de notation *Standard & Poor's* (S&P) a dégradé la note de la dette souveraine de la Grèce de BBB+ à BB+, la mettant ainsi dans la catégorie spéculative<sup>80</sup>. Le 29 avril 2010, l'Irlande, le troisième plus petit pays des PIIGS, entre en régime de crise. Ces résultats montrent que la demande d'un plan de sauvetage de l'économie hellénique constitue l'événement qui a déclenché la crise sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM.

Trois jours après l'approbation de la troïka d'un plan de renflouement en faveur de la Grèce, l'Espagne entre dans la deuxième phase de crise suivie par la Belgique 24 heures plus tard. Afin de prévenir l'effet de contagion sur les marchés financiers, les ministres des finances de l'UE ont mis en place, le 10 mai 2010, le Fonds Européen de Stabilité Financière (FESF)<sup>81</sup>. Le même jour, la BCE décide de permettre aux banques centrales de l'UEM d'acheter les dettes publiques

---

<sup>80</sup> <https://fr.reuters.com/article/frEuroRpt/idFRL5N0Z60CI20150621>

<sup>81</sup> Ce Fonds d'une durée de vie temporaire a été remplacé et pérennisé par le Mécanisme Européen de Stabilité (MES), le 08 octobre 2012. Le Conseil Européen a pris cette décision en décembre 2010 à la suite de l'aggravation de la crise de la dette souveraine qui menaçait la stabilité financière de la zone euro (Talani, 2015).

et privées sur les marchés secondaires dans le cadre du Programme SMP « *The Securities Markets Programme* ». Ce dernier a pour but de garantir la liquidité et la profondeur des marchés financiers des pays sinistrés par la crise. Le même jour, l’Autriche entre dans la deuxième phase de crise suivie par l’Italie et la France, respectivement, après 32 jours et 45 jours du début de sa date de référence. Ces résultats démontrent un alignement des marchés souverains espagnol et italien avec ceux des pays du cœur de la zone euro dans le ‘timing’ d’entrée dans la deuxième phase de crise. Ce constat pourrait être expliqué par l’importance du poids de leurs économies par rapport à ceux des trois petits pays périphériques (la Grèce, l’Irlande et le Portugal). Ceci a, probablement, joué en leur faveur en retardant leurs dates de transition en deuxième phase de crise. En effet, l’Italie et l’Espagne constituent, respectivement, les troisième et quatrième économies de la zone euro, après l’Allemagne et la France. Selon l’OCDE, le PIB allemand, français, italien et espagnol représentent, respectivement, 25.85%, 19.23%, 17.53% et 12.75% du PIB de l’UEM en 2009. Pour la même année, le PIB grec, portugais et irlandais représentent, respectivement, 2.89%, 2.40% et 1.62% du PIB de la zone euro (idem).

Les pays du cœur de la zone euro étaient touchés par la crise dès que des valeurs monétaires y ont été affectées. En d’autres termes, ces pays sont entrés en régime de crise dès lors qu’ils étaient impliqués dans sa gestion : rappelons que le 02 mai 2010, la Grèce a bénéficié d’un plan de sauvetage d’un montant de 110 milliards d’euros et que le 10 mai 2010, un FESF doté d’une capacité d’emprunt de 440 milliards d’euros a été créé. Globalement, l’analyse du ‘timing’ d’entrée en régime de turbulences financières durant la deuxième phase de la crise de l’euro réfute l’existence d’une synchronisation parfaite des marchés des dettes souveraines de notre échantillon. Ces résultats sont en harmonie avec ceux de Pappas et al. (2016) et Alexakis et Pappas (2018)<sup>82</sup>.

Les résultats de la mesure de synchronisation durant la troisième phase de crise de l’euro montrent une forte hétérogénéité entre tous les marchés dans le ‘timing’ de transition en régime de crise. Ce constat, qui corrobore les résultats d’Alexakis et Pappas (2018)<sup>83</sup>, pourrait être attribué aux développements ultérieurs de la situation économique et politique des pays périphériques de la zone euro. En effet, à la suite des échecs occasionnels des négociations entre le gouvernement grec et les experts de la troïka, de l’hétérogénéité des problèmes des pays du

---

<sup>82</sup> Pappas et al. (2016) et Alexakis et Pappas (2018) ont étudié la synchronisation dans la transition en régime de crise d’un panel de marchés boursiers de l’UE (dont plusieurs appartiennent à l’UEM) face aux chocs relatifs, respectivement, à la crise des subprimes et à celle de l’euro.

<sup>83</sup> Ces auteurs trouvent une forte variabilité dans le ‘timing’ d’entrée dans la troisième phase de crise pour les marchés boursiers des pays de l’UEM.

sud de l'Europe et de la dégradation du sentiment d'appartenance de leurs citoyens et politiciens à l'égard de l'UE, ces pays se sont rendus compte qu'ils doivent s'appuyer sur leurs propres moyens et sur des négociations semées d'embûches avec les représentants de la troïka. Autrement dit, les marchés financiers et les dirigeants des Etats membres de la zone euro étaient très sceptiques quant à l'adoption d'une solution rapide et généralisée à la crise de la dette souveraine, voire à la réussite de la participation des créanciers privés de la Grèce à l'annulation d'une partie de sa dette.

Le tableau (2) montre que l'Irlande et le Portugal sont entrés dans la troisième phase de crise, respectivement, le 17 et 18 mars 2011. La date de transition dans la troisième phase de crise pour le Portugal vient 3 jours après l'annonce de nouvelles mesures d'austérité par le gouvernement portugais afin de calmer les tensions des marchés financiers. Ces derniers ont perdu la confiance vis-à-vis des titres souverains portugais à cause de la faiblesse de la croissance économique du Portugal et de l'importance de son déficit budgétaire (Park, 2015). Le 23 mars 2011, le parlement portugais n'a pas validé ces mesures, obligeant le pays à demander un appui financier, le 07 avril 2011 (Kosmidou et al., 2015).

La Grèce a enregistré une avance de 24 jours par rapport au 15 juillet 2011, date de référence du début de la troisième phase de la crise de l'euro. Son marché souverain est entré dans cette phase le 20 juin 2011, date à laquelle l'Eurogroupe a décidé de retarder le versement des prêts d'urgence à la Grèce (Tola et Wälti, 2015). Cette mesure intervient 3 et 7 jours, respectivement, après l'annonce d'un remaniement ministériel par l'ancien Premier ministre Papandreou et la dégradation de la note grecque à CCC par S&P (Kosmidou et al., 2015). Ces résultats confirment les conclusions de Gibson et al. (2014) qui soulignent que l'incertitude politique et les dégradations de la notation de la dette publique hellénique étaient les principaux moteurs de la dynamique croissante des spreads souverains grecs.

Le 07 juillet 2011, le marché souverain italien entre dans la troisième phase de crise de l'euro, soit une semaine en avance par rapport à sa date de référence. Le début de ce régime de crise pour l'Italie coïncide avec la reprise de la hausse des rendements des dettes souveraines des pays périphériques de la zone euro, après que les investisseurs ont commencé à prendre en compte les risques de la restructuration des titres souverains (Tola et Wälti, 2015). En même temps, la troisième économie de la zone euro était confrontée à une crise politique au sein du

gouvernement italien et surtout à l'inquiétude des investisseurs quant à la taille de sa dette publique<sup>84</sup>.

Les pays du cœur de la zone euro affichent aussi une grande hétérogénéité dans le 'timing' d'entrée dans la troisième phase de crise. Cela peut s'expliquer par la disparité de leurs approches politiques quant à la résolution de la crise. De plus, ces pays ont connu une transition tardive en régime de crise par rapport aux PIIGS. Nous justifions ce constat par la robustesse de leurs fondamentaux macroéconomiques. L'exemple des cas autrichien et finlandais qui ont été impactés par les chocs de la troisième phase avec un retard significatif par rapport à la France et la Belgique confirme notre analyse.

La mesure de l'intensité de la crise de l'euro montre que sa gravité était plus marquée sur les marchés souverains des pays périphériques de l'UEM que sur ceux des pays du cœur de la zone euro. Ce constat est conforme à nos anticipations car les PIIGS constituaient les sources de la crise. Nous l'expliquons par le comportement des investisseurs consistant à pénaliser les pays dotés de fondamentaux macroéconomiques et financiers dégradés, de problèmes structurels et d'institutions fragiles (Bekaert et al., 2014). En effet, avant l'éclatement de la crise de la dette souveraine, l'environnement économique et financier était caractérisé par de faibles taux d'intérêts. Ceci a poussé plusieurs investisseurs, en quête de rendements plus importants, à allouer des proportions significatives sur les marchés des pays émergents. C'est dans cet esprit que plusieurs flux de capitaux étaient placés sur les marchés financiers des pays périphériques de l'UEM en provenance des pays du cœur de la zone euro (Quaglia et Royo, 2015). Après l'éclatement de la crise des subprimes et surtout celle de la dette souveraine en zone euro, les investisseurs ont déplacé leurs avoirs en titres de créance des PIIGS vers les pays du cœur de l'UEM (Beck et al., 2016 ; Berenberg-Gossler et Enderlein, 2016 ; Merler et Pisani-Ferry, 2012 ; Neri et Ropele, 2015 ; Quaglia et Royo, 2015). Ainsi, sous la panique et la baisse de l'engouement pour les actifs risqués, les investisseurs ont comparé la robustesse des économies des pays de la zone euro et ont réagi en conséquence. Ils ont donc corroboré le principe de la dépendance entre l'intensité de la crise d'un pays et la qualité de ses fondamentaux macroéconomiques (Bekaert et al., 2014).

Nous pensons aussi que l'intensité de la crise a été amplifiée par l'absence ex-ante de mécanisme de transferts fiscaux permanents entre les pays de la zone euro, et donc d'un fédéralisme budgétaire. Un tel instrument dans des pays comme les États-Unis et le Royaume-

---

<sup>84</sup> Avoisinant les 125% du PIB en 2010 (OCDE).



Uni permet d'amortir les chocs asymétriques. D'ailleurs, plusieurs chercheurs ont recommandé de compléter l'architecture institutionnelle de l'UEM (De Grauwe, 2011 ; Duwicquet et al., 2013 ; Stournaras, 2019 ; Venizélos, 2017, parmi d'autres). De Grauwe (2011) indique qu'une union monétaire ne peut fonctionner que s'il existe un mécanisme collectif de soutien et de contrôle mutuel dans le cadre d'une union politique. Venizélos (2017) souligne que la zone euro ne disposait pas de mécanisme permettant de gérer les crises avant qu'elles ne s'étendent. Il indique que le FESF n'existait pas avant 2010 et a été créé sous la pression de la crise grecque. Stournaras (2019) considère que l'architecture de l'UEM demeure encore fragile, en soulignant que les décideurs politiques ne pouvaient pas se baser exclusivement sur les interventions de la BCE.

Pour les PIIGS, les valeurs de l'intensité de la crise ont oscillé entre 288.24% pour la Grèce et 164.81% pour l'Italie. La troisième économie de la zone euro a donc mieux résisté aux chocs de la crise, parmi le groupe des maillons faibles de l'UEM. Il faut noter qu'à l'exception de l'Italie, tous les pays périphériques ont demandé une assistance financière auprès des instances européennes. Ces demandes étaient justifiées soit pour refinancer leurs échéances de dettes, soit pour recapitaliser leurs secteurs bancaires. Par conséquent, il semblerait que les investisseurs avaient aussi sanctionné, outre les pays qui disposent de fondamentaux fragiles, ceux qui ont demandé des fonds auprès de la troïka.

Au sein du groupe des pays du cœur de la zone euro, les marchés souverains autrichien et finlandais ont enregistré les valeurs de l'intensité de la crise les plus faibles, à savoir, respectivement, 76.77% et 122.36%. Ainsi, la solidité de leurs finances publiques et de leurs économies hautement industrialisées, leur a permis de mieux amortir les chocs de la crise de l'euro. Notre résultat corrobore de nouveau les conclusions de Bekaert et al. (2014). Il est aussi dans la même lignée que les conclusions de Pappas et al. (2016) qui montrent qu'un faible niveau d'endettement, de déficit de la balance courante par rapport aux PIB, du taux de change effectif réel (mesurant la compétitivité change du pays) et d'un degré d'industrialisation élevé contribuent à affaiblir l'intensité de la crise. Par ailleurs, les marchés souverains français et belge ont affiché les valeurs d'intensité de la crise les plus importantes dans le groupe des pays du noyau de la zone euro. La forte exposition des banques françaises à la dette des pays périphériques de la zone euro (surtout à l'Italie) et la dynamique haussière inquiétante du ratio dette publique/PIB de la France et la Belgique, comme l'ont souligné Voss (2011), De Santis (2012) et Jeanneret et Chouaib (2015), expliquent ce résultat. D'ailleurs, De Grauwe et Ji (2013) constatent que les investisseurs sont devenus de plus en plus préoccupés par l'importance du

niveau du ratio de la dette publique par rapport au PIB des pays de l'UEM, et ont réagi en augmentant les spreads.

D'un point de vue politique, les résultats rejettent la notion d'intégration complète des marchés souverains de l'UEM et fournissent une preuve, au premier abord, d'une UEM « à plusieurs vitesses ». Ils indiquent aussi que les gouvernements des pays de la zone euro doivent maintenir une situation saine de leurs finances publiques<sup>85</sup> et mettre l'accent sur l'industrie pour mieux résister aux crises. Par conséquent, toutes les politiques à mettre en œuvre par les banquiers centraux et les décideurs politiques doivent prendre en compte l'hétérogénéité du comportement des marchés souverains des pays de l'UEM afin d'assurer une réponse régionale efficace aux futures crises. Cette recommandation est en phase avec celle de Blatt et al. (2015)<sup>86</sup>.

## 2.2 Analyse des estimations du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1)-ADCC

Les résultats de l'estimation du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1) univarié pour chaque série des spreads en différence première sont présentés dans le tableau (3) (Panel A). Les termes ( $\mu$ ) et ( $\theta$ ) pour toutes les équations de la moyenne conditionnelle sont statistiquement significatifs, ce qui justifie la sélection du processus ARMA(1,1). En outre, à l'exception des cas belge et finlandais, le coefficient ( $\gamma$ ) est significativement négatif pour toutes les séries des spreads de notre échantillon. Ceci révèle la présence d'une réponse asymétrique de la volatilité conditionnelle aux chocs positifs et négatifs de même amplitude. Le terme de puissance ( $\delta$ ) est statistiquement significatif pour tous les pays. De plus, les paramètres d'asymétrie ( $\varphi$ ) et du kurtosis ( $\tau$ ) estimés sont statistiquement significatifs pour toutes les séries des spreads, ce qui justifie notre choix de la distribution de Student asymétrique pour les données.

Le tableau (3) (Panel B) présente les paramètres estimés du modèle ADCC multivarié. Les termes ( $a$ ) et ( $b$ ) estimés sont positifs et statistiquement significatifs. De plus, leur somme est proche de l'unité ce qui dévoile une forte persistance des corrélations conditionnelles dynamiques. Par ailleurs, le paramètre des résidus négatifs standardisés ( $g$ ) est positif et statistiquement significatif, indiquant une réponse asymétrique des corrélations conditionnelles dynamiques aux chocs positifs et négatifs. Tous ces résultats justifient l'utilisation du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1)-ADCC. Ils montrent aussi que les séries des ADCC estimées

---

<sup>85</sup> Ce qui démontre l'importance du pacte de stabilité et de croissance en tant que garant de la discipline budgétaire et de la stabilité financière.

<sup>86</sup> « *In conclusion, the European sovereign bond market is heterogeneous, and credible threats are still present. Specific regulations and policy actions are thus required to reduce systemic risks.* » (Blatt et al., 2015, p. 12).

peuvent fournir une inférence statistique raisonnable de l'évolution des co-mouvements au cours du temps.

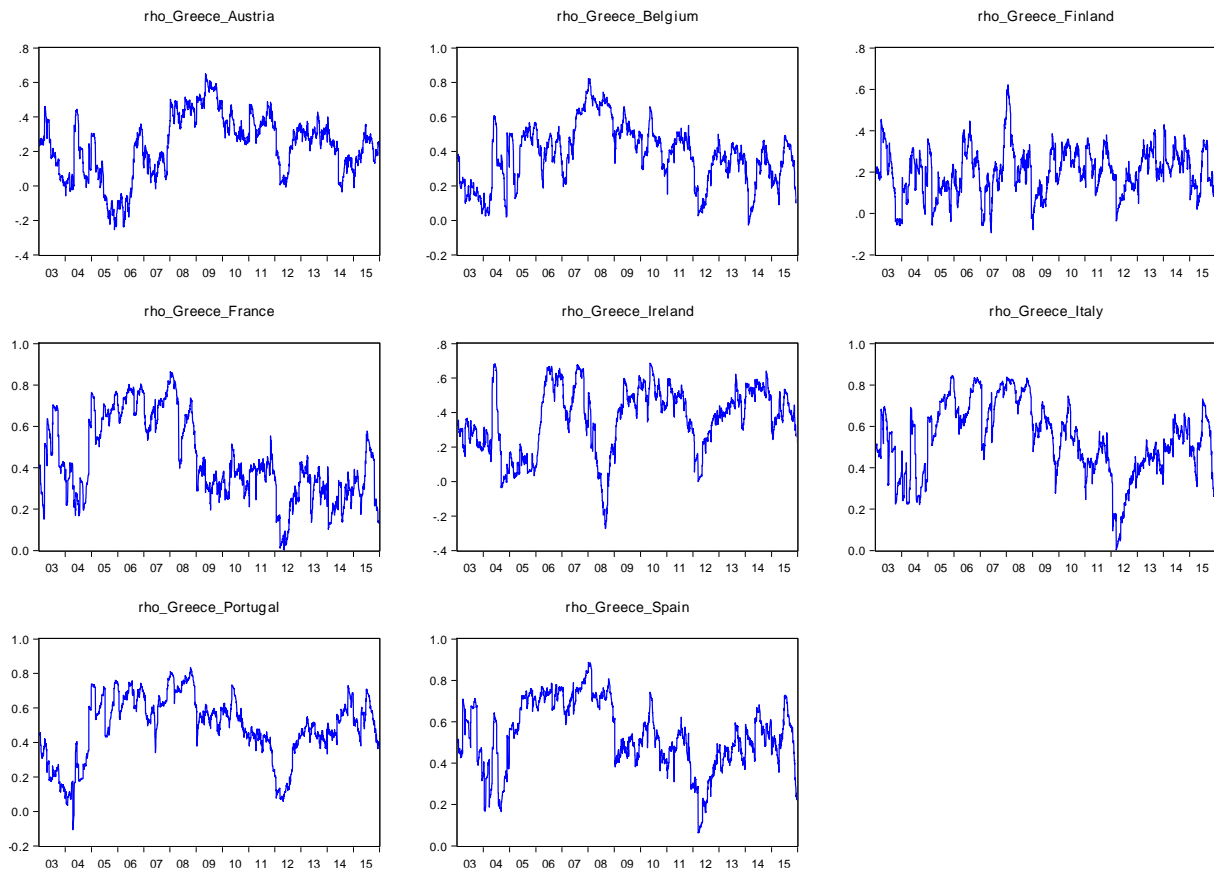
**Tableau (3).** Résultats d'estimation du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1)-ADCC multivarié

	Autriche	Belgique	Finlande	France	Grèce	Irlande	Italie	Portugal	Espagne
<i>Panel A: résultats d'estimation du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1) univarié</i>									
$\omega$	-0.0001***	0.0000	-0.0001	-0.0002***	-0.0001***	0.0003	0.0002***	0.0001***	0.0000***
t-stat	-16.6576	0.0431	-0.3513	-18.8884	-23.6285	1.0359	33.3556	5.6761	41.6927
$\mu$	0.2348**	0.4407***	0.1874**	0.4220**	-0.3418**	-0.0585**	0.4632**	0.0536**	0.3901**
t-stat	16.1863	42.4204	4.2316	35.8424	-40.2470	-5.4033	18.0811	17.9319	40.4289
$\theta$	-0.4994***	-0.5751***	-0.5608***	-0.6334***	0.3150**	-0.0543**	-0.6015***	-0.1858**	-0.5841***
t-stat	-24.3327	-57.0635	-14.0438	-55.2588	37.5456	-4.7051	-28.1832	-31.8333	-56.6603
$w$	0.0017*	0.0003*	0.0003**	0.0000	0.0009*	0.0005**	0.0002	0.0003	0.0003*
t-stat	1.7757	1.8467	1.6736	0.3296	1.7314	2.3225	1.3731	1.3817	1.6602
$\alpha$	0.2200**	0.1663***	0.1534**	0.0618**	0.1951**	0.1445***	0.0719**	0.1193*	0.1286***
t-stat	3.0406	4.0304	3.1312	94.7663	3.5228	5.0003	9.1912	1.8489	3.6076
$\beta$	0.8196***	0.8840***	0.8741***	0.9515***	0.8885***	0.8936***	0.9491***	0.9168***	0.9065***
t-stat	13.3463	30.9793	19.9542	1169.9884	26.3261	43.1996	140.2115	20.7988	37.7441
$\gamma$	-0.1311*	-0.1111	-0.0818	-0.3772***	-0.2455*	-0.1974***	-0.4771***	-0.2618*	-0.1688*
t-stat	-1.6559	-1.5103	-0.9627	-10.5348	-2.7644	-2.9193	-5.5783	-1.6896	-1.7977
$\delta$	0.8846***	0.8753***	1.1053***	0.3554***	0.5693***	0.8002***	0.6024***	0.7305***	0.7082***
t-stat	5.5467	9.7740	6.4172	29.6817	5.8674	7.9200	4.8442	4.2030	4.6380
$\varphi$	1.0295***	1.0380***	1.0230***	1.0142***	1.0140***	1.0029***	1.0884***	1.0301***	1.0630***
t-stat	59.1962	45.1838	40.5342	55.1723	76.2275	51.3556	48.2195	53.8312	50.0113
$\tau$	3.3503***	3.3388***	3.8177***	3.4423***	2.3369**	4.0713***	3.6084***	3.4944***	3.9841***
t-stat	16.3030	16.2016	14.1351	37.1969	23.7899	12.2592	15.5219	14.8115	13.1948
<i>Panel B: résultats d'estimation du modèle ADCC multivarié</i>									
$a$					0.0169***				
t-stat					12.8651				
$b$					0.9765***				
t-stat					497.1095				
$g$					0.0076***				
t-stat					4.8857				
$\tau$					4.0000***				
t-stat					42.9911				

\*\*\*, \*\* et \* indiquent une signification statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

Les graphiques des ADCC entre les spreads souverains grecs d'une part et ceux des autres pays d'autre part<sup>87</sup> sont représentés dans la figure (3). Ils présentent des pics et des creux et sont marqués par des périodes de faible et forte volatilité. Le changement du comportement des investisseurs au cours du temps suivant les informations collectées/publiées explique de telles caractéristiques. Cela nous pousse à approfondir notre analyse de ces co-mouvements en utilisant des variables muettes afin de capter leurs comportements durant les épisodes de turbulences financières relatifs aux crises des subprimes et de la dette souveraine en zone euro. Ce travail fera l'objet de la sous-section suivante.

<sup>87</sup> Les autres graphiques sont à fournir sur demande.



**Figure (3).** Evolution des ADCC entre les spreads souverains grecs d'une part et ceux des autres pays d'autre part durant notre période d'observation

### 2.3 Analyse statistique du comportement des ADCC durant les épisodes de crise

Cette sous-section analyse les changements du comportement des ADCC entre les spreads souverains au cours des différentes phases et sous-phases/épisodes de crise. Par conséquent, elle nous permet d'étudier la dynamique de la contagion de la crise des subprimes et de celle de l'euro au cours du temps. Pour la crise de la dette souveraine en zone euro, cela nous permet d'examiner le comportement des co-mouvements entre chaque marché source de contagion (les PIIGS) et les autres marchés au cours de ses phases et sous-phases de turbulences financières.

A cette fin, nous incluons dans l'équation de la moyenne conditionnelle des variables muettes égales à l'unité durant chaque épisode de crise détecté par le modèle MSDR, sinon elles sont égales à zéro. Nous nous inspirons des travaux de Dimitriou et al. (2013), Kenourgios (2014), Alexakis et al. (2016), Kenourgios et al. (2016), Dimitriou et al. (2017), Alexakis et Pappas (2018) qui ont adopté cette approche. L'équation de la moyenne conditionnelle des ADCC est définie comme suit :

$$\rho_{ij,t} = c_0 + \mu \rho_{ij,t-1} + \nu \epsilon_{ij,t-1} + \sum_{k=1}^n L_k Dummy_{k,t} + \epsilon_{ij,t} \quad (15)$$

Avec  $\rho_{ij,t}$  la corrélation conditionnelle entre le spread du pays « i » (source de contagion de la crise de l'euro (avec  $i = \text{Grèce, Irlande, Portugal, Espagne et Italie}$ )) et celui du pays « j » pour le jour « t »,  $c_0$  est le terme constant,  $k = n$  est le nombre de variables muettes qui correspondent aux épisodes de turbulences financières de la crise des subprime et celle de la dette souveraine en zone euro identifiés par le modèle MSDR pour le pays « j » et  $\epsilon_{ij,t}$  est le terme d'erreur stochastique.

Ainsi, un coefficient statistiquement significatif de l'une des variables muettes montre que la corrélation moyenne entre les séries des spreads des pays « i » et « j » pendant l'épisode de crise est significativement différente de celle de la période précédente. Cela est dû aux chocs externes relatifs à l'épisode de crise en question. Par exemple, lorsque  $L_k$  est positif et statistiquement significatif, cela signifie que la moyenne des co-mouvements conditionnels dynamiques entre les séries des spreads des pays « i » et « j » pendant l'épisode de crise est significativement plus élevée que celle de la période précédente, attestant la contagion. De plus, quand le coefficient de la variable muette est significativement positif durant un épisode de turbulences financières relatif à la crise de l'euro, cela prouve l'occurrence de la contagion sur le marché du pays « j » résultant des chocs issus du marché du pays « i ». Ainsi, les hypothèses nulle et alternative du test de contagion se présentent comme suit :

$H_0 : L_k \leq 0$  : absence de l'effet de contagion ;

$H_1 : L_k > 0$  : acceptation de l'occurrence de l'effet de contagion.

Le rejet de  $H_0$  remet en cause l'attrait de la diversification internationale sur les marchés des dettes souveraines durant l'épisode de crise. Dans le cas contraire, on peut accepter l'hypothèse de découplage/fragmentation des marchés.

Afin de tester le changement du comportement de la volatilité conditionnelle des ADCC tout en tenant compte de l'effet d'asymétrie des chocs et du regroupement de volatilité (l'effet ARCH), nous avons de nouveau intégré les  $n$  variables muettes correspondant aux épisodes de crise détectés pour le pays « j » dans l'équation de la volatilité conditionnelle APARCH(1,1) ci-dessous :

$$\sigma_{ij,t}^\delta = \phi + \alpha(|\epsilon_{ij,t-1}| - \gamma\epsilon_{ij,t-1})^\delta + \beta\sigma_{ij,t-1}^\delta + \sum_{k=1}^n \xi_k \text{Dummy}_{k,t} \quad (16)$$

Avec  $\sigma_{ij,t}$  la volatilité conditionnelle de la corrélation conditionnelle entre les spreads des pays « i » et « j » pour le jour « t »,  $\phi$  est le terme constant,  $\alpha$  capte l'effet ARCH,  $\gamma$  représente l'effet

ARCH asymétrique,  $\delta$  est le terme de puissance qui est une transformation Box-Cox de  $\sigma_{ij,t}$  et  $\beta$  est le paramètre de la persistance de la volatilité.

Comme indiqué par le modèle, un coefficient statistiquement significatif de l'une des variables muettes montre un changement significatif du comportement de la volatilité conditionnelle des ADCC pendant l'épisode de crise par rapport à la période précédente. Cela est dû aux chocs externes relatifs à l'épisode de crise en question.

Les résultats de l'estimation des équations de la moyenne et de la volatilité conditionnelles sont présentés dans le tableau (A1) en Annexe. Les coefficients estimés des variables muettes  $L_k$  pour l'équation de la moyenne conditionnelle montrent que la contagion est un phénomène qui varie en fonction du temps et des paires de marchés, indépendamment de la crise analysée. Ce premier résultat confirme ceux de Buchholz et Tonzer (2016), Pentecost et al. (2019) et Nițoi et Pochea (2020).

Concernant la crise des subprimes, le taux de contagion pour les paires de marchés souverains de notre échantillon est de 70%. En effet, sur les 30 paires de marchés possibles<sup>88</sup>, 9 paires parviennent à échapper à ce phénomène<sup>89</sup>. Il s'agit des couples Grèce-Belgique, Grèce-Italie, Grèce-Portugal, Grèce-Espagne, Portugal-Italie, Portugal-Espagne, Espagne-Irlande, Italie-Belgique et Espagne-Italie. Ces paires sont constituées majoritairement par les PIIGS. Par conséquent, les investisseurs qui ont construit un portefeuille composé uniquement des titres souverains des pays périphériques de la zone euro, à l'exception de l'Irlande, sont ceux qui ont le plus bénéficié d'une diversification des risques durant les épisodes de tensions financières relatifs à la crise des subprimes.

Dans notre analyse, nous nous inspirons des travaux d'Alexakis et Pappas (2018). Ces derniers ont calculé la moyenne des coefficients des variables muettes durant la deuxième phase des crises des subprimes et de l'euro pour évaluer l'intensité de la contagion de chaque crise en fonction du secteur d'activité et du pays. Nous suivons leur logique en l'appliquant pour toutes les phases de la crise des subprimes et celle de l'euro.

En se fondant sur les résultats du tableau (A1), nous constatons que le couple Grèce-Autriche est le plus sévèrement affecté par la contagion de la crise des subprimes. En effet, il affiche

---

<sup>88</sup> Ce nombre correspond aux paires composées chaque fois de l'un des pays périphériques de la zone euro d'un côté et des autres pays du cœur de l'UEM de l'autre et des paires renfermant uniquement les pays périphériques de la zone euro. Pour ce taux de contagion, l'ordre des marchés pour chaque couple est ignoré. Ainsi la paire, A-B est considérée la même que la paire B-A.

<sup>89</sup> Il suffit qu'un seul épisode de tensions financières relatif à la crise des subprimes soit contagieux pour une paire de marchés pour confirmer que cette dernière était affectée par ce phénomène.

l'accroissement le plus important de la corrélation moyenne (soit 11.85%<sup>90</sup>). Cette valeur est surtout amplifiée par la troisième phase de la crise qui était la plus importante en termes d'intensité de contagion (le co-mouvement moyen a augmenté de 23.82% durant cette phase). Le couple Espagne-France occupe la deuxième place des paires les plus violemment impactées par l'ampleur de la contagion. Il enregistre un accroissement de la corrélation moyenne de 7.18% durant toute la période de la crise des subprimes. Cette augmentation découle surtout de la deuxième phase de la crise des subprimes durant laquelle la corrélation moyenne a augmenté de 17.34%. Le couple Irlande-Belgique a le plus résisté aux chocs de la contagion parmi toutes les paires de marchés impactées par ce phénomène. En effet, ce couple affiche une augmentation de la corrélation moyenne de 0.01% durant la période de la crise des subprimes.

Par ailleurs, l'évolution de la corrélation moyenne pour tous les couples de marchés a enregistré les valeurs de -4.05%<sup>91</sup>, 2.23% et 1.70%, respectivement, pendant la première, la deuxième et la troisième phase de la crise. Donc, l'intensité de la contagion était plus importante durant la deuxième phase quand la faillite de *Lehman Brothers* a secoué les marchés et a rompu la confiance entre les institutions financières sur le marché interbancaire international.

Durant les épisodes de turbulences financières relatifs à la crise de la dette souveraine en zone euro, nous remarquons que tous les marchés de notre échantillon sont affectés par la contagion<sup>92</sup>. Par conséquent, le taux de contagion de la crise de la dette souveraine s'élève à 100%. Ce résultat montre le caractère systémique de cette crise qui a touché même les pays du cœur de l'UEM. Nous observons également que l'intensité de la transmission des chocs durant cette crise est plus importante lorsque l'Espagne est prise comme la source de contagion (augmentation du co-mouvement moyen de 3.43%<sup>93</sup>), suivie par l'Irlande (augmentation de 3.23%), le Portugal (augmentation de 1.01%) et la Grèce (augmentation de 0.79%).

L'existence de la contagion explique, dans une certaine mesure, la dynamique haussière des spreads souverains à 10 ans des pays de notre échantillon durant les épisodes de turbulences financières relatifs à la crise de l'euro (voir figure 1 au début du chapitre). D'une part, notre résultat consolide les conclusions d'Arghyrou et Kontonikas (2012), Metiu (2012), Aizenman et al. (2013), Beirne et Fratzscher (2013), De Grauwe et Ji (2013), Gómez-Puig et al. (2014),

---

<sup>90</sup> Cette valeur est égale à la moyenne des coefficients des variables muettes relatives à la crise des subprimes pour ce couple de marchés.

<sup>91</sup> Cette valeur est égale à la moyenne des moyennes des coefficients des variables muettes relatives à la première phase de la crise des subprimes pour chaque couple de marchés.

<sup>92</sup> Il suffit qu'un seul épisode de tensions financières relatif à la crise de l'euro soit contagieux pour souligner que le marché « j » était impacté par la contagion.

<sup>93</sup> Cette valeur est égale à la moyenne des moyennes des coefficients des variables muettes relatives à la crise de l'euro pour chaque paire de marchés (Espagne-pays « j »).

Ludwig (2014), Muratori (2014), Saka et al. (2015), Buchholz et Tonzer (2016), Gomez-Puig et Sosvilla-Rivero (2016), Leschinski et Bertram (2017), Pentecost et al. (2019), parmi d'autres. D'autre part, il réfute ceux d'Ehrmann et Fratzscher (2017) et Caporin et al. (2018), parmi d'autres, qui ont affirmé l'hypothèse de fragmentation des marchés souverains de l'UEM durant la crise de l'euro.

De plus, l'analyse des résultats du tableau (A1) indique l'existence d'épisodes contagieux même après le fameux « *whatever it takes* » de Mario Draghi en juillet 2012 et l'annonce du programme « *Outright Monetary Transactions* » (OMT) en septembre 2012. Toutefois, leur nombre était moins important que celui de 2010 et 2011, quand la contagion a atteint son apogée. Nos résultats renforcent ainsi les analyses présentées par Muratori (2014) et Neri et Ropele (2015), parmi d'autres, qui ont souligné l'efficacité des mesures prises par les gouvernements des pays de la zone euro et la BCE dans l'atténuation de l'effet de contagion. En outre, ils sont aussi cohérents avec les conclusions de Forbes (2012). Cette dernière considère qu'il est impossible de mettre totalement fin à la contagion dans une zone commercialement et financièrement intégrée, comme celle de l'UEM.

Par ailleurs, l'existence de la contagion même après l'annonce du programme OMT pourrait s'expliquer par la persistance de la fragilité de la structure institutionnelle de l'UEM aux yeux des investisseurs. En effet, et comme l'ont indiqué Bird et al. (2017b), plusieurs experts ont recommandé de compléter l'architecture de la zone euro afin qu'elle fonctionne efficacement via la mise en place de plusieurs réformes fondamentales<sup>94</sup>. Néanmoins, plusieurs pays, comme l'Allemagne, s'y sont opposés.

### ***2.3.1 Intensité de la contagion de la crise de l'euro en fonction des phases et des sources***

Etant donné que tous les pays (hormis l'Autriche) étaient en régime d'accalmie durant la première phase de la crise de l'euro, l'analyse de contagion s'applique uniquement pour le marché autrichien durant cette période. Les résultats du tableau (A1) montrent que l'intensité de la contagion découlant du marché portugais était la plus importante (augmentation de la corrélation moyenne de 21.26%). Toutefois, l'ampleur de la contagion pour le marché autrichien était faible en provenance du marché italien (augmentation de 0.83%) et espagnol (augmentation de 0.89%). Alors que nous nous attendions à ce que la Grèce soit la seule source

---

<sup>94</sup> A titre d'exemple, De Grauwe (2011) a mentionné que la réticence à aller dans le sens d'une union politique continuera de faire de la zone euro une construction fragile.



de contagion durant la première phase de la crise de l'euro et avant l'adoption d'un plan de renflouement en sa faveur, nos résultats viennent infirmer cette idée. Ils montrent, que l'Italie, l'Espagne et le Portugal constituaient, outre la Grèce, des vecteurs de contagion dès le début de la crise.

Le tableau (4) expose les valeurs de l'intensité de la contagion de la crise de l'euro selon les phases et les sources de propagation des chocs en se basant sur les résultats du tableau (A1). Nous remarquons que l'Espagne, l'Irlande et l'Italie constituent les principales sources de contagion durant les deuxième et troisième phases de la crise. Nous constatons aussi que l'intensité de la contagion a baissé durant la troisième phase, ce qui démontre de nouveau l'efficacité des mesures prises par la troïka et les gouvernements des pays de l'UEM dans la réduction de l'effet de contagion.

**Tableau (4).** Intensité de la contagion en fonction de la source de propagation des chocs et de la phase de la crise de l'euro

Source	Grèce	Irlande	Italie	Portugal	Espagne
<b>Phase 2</b>					
<b>Intensité de la contagion</b>	2.08%*	8.29%*	3.07%*	2.70%*	4.40%*
<b>Phase 3</b>					
<b>Intensité de la contagion</b>	-2.49%**	1.29%**	0.14%**	-0.84%**	1.41%**

\* (\*\*) est égale à la moyenne des moyennes des coefficients des variables muettes relatives à la deuxième (troisième) phase de la crise de l'euro pour chaque paire [marché source - marché « j »].

Pour faciliter la lecture des résultats du tableau (A1) durant les deuxième et troisième phases de la crise pour chaque paire de marchés, nous avons dressé le tableau (5). Ce dernier expose les marchés les plus affectés et les moins impactés par la transmission des chocs de la crise en fonction de la phase et de la source de contagion. Afin d'éviter la redondance, nous avons choisi de commenter les résultats pour quelques sources de contagion parmi les cinq retenues. La logique d'analyse reste toujours la même pour les sources non analysées.

Durant les épisodes de turbulences financières liés à la deuxième phase de la crise de l'euro, le marché finlandais était le seul à l'abri de la contagion, étant donné qu'il était encore en régime d'accalmie. En même temps, le tableau (5) montre que les chocs induits par les problèmes budgétaires et de compétitivité des pays périphériques de la zone euro se sont transmis entre eux et même aux marchés souverains des pays du cœur de l'UEM.

**Tableau (5).** Intensité de la contagion sur le marché récepteur « j » en fonction de la source de propagation des chocs et de la phase de la crise de l'euro

Source	Grèce	Irlande	Italie	Portugal	Espagne
<b>Phase 2</b>					
<b>Marché « j » le plus impacté</b>	Autriche 9.81%*	Grèce 24.53%*	Grèce 17.39%*	Espagne 6.9%*	Irlande 20.98%*
<b>Marché « j » le moins impacté</b>	Irlande 0.06%*	Espagne 0.16%*	Portugal 0.09%*	Belgique 1.12%*	Italie 0.29%*
<b>Phase 3</b>					
<b>Marché « j » le plus impacté</b>	Autriche 5.58%**	Autriche 9.03%**	Irlande 7.59%**	Espagne 5.69%**	Irlande 11.72%**
<b>Marché « j » le moins impacté</b>	-	Finlande 0.03%**	Belgique 0.20%**	Finlande 0.45%**	Grèce 1.19%**

\*(\*\*) est égale à la moyenne des coefficients des variables muettes relatives à la deuxième (troisième) phase de la crise de l'euro pour la paire [marché source - marché « j »].

Quand le Portugal est considéré comme la source de propagation des chocs de la crise durant cette deuxième phase, le marché espagnol (belge) est le plus (moins) affecté par l'intensité de la contagion. En effet, la corrélation moyenne pour les paires Portugal-Espagne et Portugal-Belgique a augmenté, respectivement, de 6.9% et 1.12%.

La forte exposition des banques espagnoles à la dette portugaise pourrait être un facteur expliquant la transmission des chocs du marché portugais au marché espagnol ainsi que l'importance de son intensité. En effet, selon la Banque des Règlements Internationaux (BRI), le secteur bancaire espagnol était exposé fin juin 2010 à hauteur de 78 milliards de dollars au Portugal, soit un montant supérieur à la somme des expositions des banques allemandes et françaises<sup>95</sup>. Cette première explication est en phase avec les conclusions de Gorea et Radev (2014). Ces auteurs soulignent l'importance des liens financiers comme vecteur de propagation des chocs entre les pays périphériques de l'UEM. En outre, l'importance du poids du marché portugais dans les exportations espagnoles pourrait aussi expliquer l'occurrence de la contagion. En 2009, le Portugal constituait la troisième destination des exportations espagnoles à l'échelle mondiale après l'Allemagne et la France (FMI)<sup>96</sup>. Pour la même année, le marché portugais a absorbé 9.19% des exportations espagnoles (idem). Par ailleurs, les marchés souverains français et italien ont été épargnés par la contagion de la crise de l'euro en prenant le Portugal comme son canal de transmission des chocs durant sa deuxième phase. En effet, le co-mouvement moyen pour les couples Portugal-France et Portugal-Italie a affiché une baisse, respectivement, de 0.19% et 0.59%.

En prenant l'Italie comme la source de propagation de la crise de l'euro durant la même phase (en l'occurrence la deuxième phase), le marché grec paraît le plus impacté par l'intensité de la contagion contrairement à son homologue portugais pour lequel l'ampleur de la contagion était

<sup>95</sup> <https://stats.bis.org/statx/srs/table/b4?c=PT&p=20102&f=pdf>

<sup>96</sup> <http://data.imf.org/regular.aspx?key=61013712>

la plus faible. En effet, la corrélation moyenne pour les couples Italie-Grèce et Italie-Portugal a augmenté, respectivement, de 17.39% et 0.09%.

L'existence de la contagion à forte intensité sur le marché grec pourrait découler de l'importance du poids du marché italien dans les exportations de l'économie hellénique. En effet, durant notre période d'observation allant de 2003 à 2015, l'Italie constituait la première destination mondiale des exportations grecques (FMI)<sup>97</sup>. Plus précisément, en 2009, la part des exportations grecques vers l'Italie était de l'ordre de 24.84% (9.82%) du total de ses exportations en zone euro (à l'échelle mondiale). D'ailleurs, Pentecost et al. (2019) ont montré que le commerce intra-zone euro était un facteur significatif dans la transmission des chocs entre les principaux marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. En outre, le comouvement moyen pour le couple Italie-Espagne a baissé de 2.03%, ce qui démontre la fragmentation de ces deux marchés durant la deuxième phase de la crise de l'euro en considérant l'Italie comme sa source de contagion. Etant donné l'importance du poids du marché italien dans les exportations espagnoles<sup>98</sup> et la ressemblance de leurs fondamentaux macroéconomiques et financiers (l'hypothèse de l'occurrence du « *wake-up call* » contagion), le résultat que nous trouvons est en contradiction avec nos anticipations. Ainsi, il confirme la complexité de l'anticipation de l'effet de contagion.

Durant cette deuxième phase de crise, nous remarquons que le marché italien était le seul, parmi toutes les sources de contagion de la crise de l'euro, qui a transmis ses chocs au marché français. En effet, la corrélation moyenne pour le couple Italie-France a augmenté de 1.34%.

Ce constat pourrait être expliqué par l'importance de leurs liens commerciaux et/ou par la forte exposition des banques françaises à la dette italienne. En 2009, le marché italien constituait le deuxième débouché des exportations françaises à l'échelle internationale (FMI). Pour la même année, le marché italien a absorbé 8.17% des exportations françaises à l'échelle mondiale (idem). En outre, selon la BRI, l'exposition totale du secteur bancaire français à l'Italie était évaluée à la fin de juin 2010 à 425 milliards de dollars<sup>99</sup>. Cette exposition dépasse deux fois et demi le montant de l'exposition allemande à la dette italienne ainsi que la somme de l'exposition française à la Grèce, le Portugal, l'Irlande et l'Espagne (BRI).

---

<sup>97</sup> <http://data.imf.org/regular.aspx?key=61013712>

<sup>98</sup> En 2009, le marché italien a constitué la 4<sup>ème</sup> destination des exportations espagnoles à l'échelle mondiale (FMI). Pour la même année, ce marché a absorbé 8.49% du total des exportations espagnoles (idem).

<sup>99</sup> <https://stats.bis.org/statx/srs/table/b4?c=IT&p=20102&f=pdf>

Quand la Grèce est considérée comme la source de transmission des chocs durant la troisième phase de crise, le marché autrichien demeure, comme pour la deuxième phase, le plus affecté par la contagion. En effet la corrélation moyenne pour la paire Grèce-Autriche a enregistré une augmentation de 5.58%. Toutefois, nous remarquons que cette valeur est inférieure à celle de la deuxième phase. De plus, et contrairement à ce qui s'est passé durant la phase précédente, le co-mouvement moyen pour les paires Grèce-Belgique et Grèce-Irlande a baissé, respectivement, de 10.80% et 1.22% durant cette troisième phase.

Nous constatons aussi que les marchés espagnol, français et portugais se sont découplés de leur homologue grec. En effet, la corrélation moyenne pour les couples Grèce-Espagne, Grèce-France et Grèce-Portugal a baissé, respectivement, de 0.18%, 3.31% et 4.69% durant cette troisième phase. Toutefois, ces trois marchés ont été affectés par la contagion durant l'une de ses sous-phases : le marché français est touché par ce phénomène durant la période qui s'étale du 12 juillet 2011 au 24 août 2011. Cette période était marquée par l'accord entre les dirigeants européens pour l'élaboration d'un deuxième plan de sauvetage en faveur de la Grèce, tout en faisant participer ses créanciers privés à une restructuration de sa dette. Par conséquent, la crainte qu'une telle opération ne conduise à une crise du secteur bancaire français pourrait expliquer l'occurrence de cet épisode contagieux. Selon la BRI, les banques françaises étaient, fin juin 2011, fortement exposées à la Grèce en détenant 56 milliards de dollars de dette grecque, soit plus du double de l'exposition allemande à la dette hellénique<sup>100</sup>. Il est à noter que, le 15 juin 2011, l'agence de notation Moody's a annoncé avoir placé sous surveillance négative BNP Paribas, Société Générale et le Crédit Agricole à cause de leurs expositions directes<sup>101</sup> ou indirectes<sup>102</sup> à la dette grecque<sup>103</sup>. D'ailleurs, Brutti et Sauré (2015) ont montré que l'exposition à la dette publique grecque est source de transmission du risque de crédit souverain hellénique sur les marchés des CDS souverains européens. En outre, le marché espagnol était impacté par la contagion du 30 juin 2015 au 16 juillet 2015. Durant cette période, la Grèce était dans la tourmente à la suite de l'arrêt de son deuxième plan d'aide le 30 juin 2015. Ce qui l'a mis en défaut de paiement envers le FMI le 01 juillet 2015. Le marché portugais était affecté par la contagion du 10 juin 2013 au 01 août 2013.

Ces résultats démontrent l'intérêt de notre approche statistique. Celle-ci a permis d'analyser la dynamique de la contagion au cours des différentes phases et sous-phases/épisodes de crise.

---

<sup>100</sup> <https://stats.bis.org/statx/srs/table/B4?c=GR&p=20112&f=pdf>

<sup>101</sup> A travers la détention des titres souverains grecs ou de créances sur le secteur privé hellénique.

<sup>102</sup> Via l'exposition de leurs filiales à l'économie grecque (Geniki pour la Société Générale et Emporiki pour le Crédit Agricole).

<sup>103</sup> <https://www.europe1.fr/economie/Grece-les-banques-francaises-exposees-321298>

Ainsi, cette approche va au-delà de l'approche économique, qui peut manquer de courtes périodes de contagion. Nos résultats divergent aussi par rapport à ceux du chapitre précédent où nous avons infirmé l'hypothèse de transmission de la crise grecque sur notre panel de marchés.

Les conclusions de notre travail montrent que l'effet de contagion est un phénomène compliqué, tantôt transitoire tantôt persistant pour les différentes phases de crise et/ou leurs sous-phases. De plus, son intensité varie en fonction du temps et des paires de marchés, ce qui confirme les conclusions de Ludwig (2014). Pour les gestionnaires d'actifs, ces résultats soulignent que la maximisation des bénéfices de la diversification internationale est un objectif ambitieux mais qui doit être examiné avec beaucoup d'attention. En effet, il est fortement sensible à la période de détention du portefeuille et aux titres qui le composent. Afin d'y arriver, ces gestionnaires doivent suivre en temps continu la dynamique des co-mouvements pour chaque paire d'actifs financiers, ce qui constitue une tâche difficile. Nous considérons que ce constat limite la possibilité d'exploitation des opportunités offertes par la diversification internationale. Il constitue, entre autres, une explication de l'essor de la gestion passive et de l'existence du biais domestique « *home bias* ».

Par ailleurs, la majorité des coefficients  $\xi_k$  estimés pour l'équation de la volatilité conditionnelle des ADCC (voir tableau (A1)) sont soit non significatifs, soit significativement négatifs. Par conséquent, la variance des ADCC est soit restée stable, soit a significativement baissé pendant le régime de crise. Ce résultat révèle une plus forte stabilité du comportement des ADCC durant les épisodes de tensions financières par rapport à la période d'accalmie. Pour les investisseurs internationaux et les gestionnaires d'actifs, ce constat confirme l'utilité des ADCC durant les périodes de crise comme baromètre pour la mise en œuvre des stratégies d'investissement.

## *Conclusion*

Dans ce chapitre, nous avons étudié la dynamique de la contagion de la crise des subprimes et principalement celle de l'euro sur neuf marchés des dettes souveraines à 10 ans de l'UEM. Pour y parvenir, nous avons estimé le modèle APARCH-ADCC pour une période allant du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015. Les épisodes de turbulences financières des deux crises ont été identifiés d'une manière endogène, à travers le modèle MSDR. De plus, nous avons mesuré l'impact de ces deux crises sur les neuf marchés analysés à travers deux indicateurs, à savoir la synchronisation et l'intensité de la crise. Nous nous sommes inspirés des travaux de Pappas et al. (2016) qui ont utilisé ces deux mesures pour les 27 marchés boursiers de l'UE dans le contexte de la crise des subprimes.

A notre connaissance, cette méthodologie n'a pas été utilisée dans la littérature pour analyser la dynamique de la contagion de la crise des subprimes et celle de l'euro ainsi que leur impact sur les marchés souverains de l'UEM. Par conséquent, notre étude permet de comparer nos résultats avec ceux des travaux antérieurs à travers une approche plus dynamique.

Les principales conclusions de ce chapitre sont les suivantes : premièrement, les mesures de synchronisation et de l'intensité de la crise montrent l'hétérogénéité du comportement des marchés des dettes souveraines de l'UEM face aux chocs des deux crises. Ainsi, les banquiers centraux et les décideurs politiques européens doivent tenir compte de cette intégration incomplète des marchés souverains des pays de l'UEM afin d'assurer une réponse régionale efficace aux futures crises. Cette intégration modérée suggère que l'application des politiques uniformes pour tous ces pays est susceptible d'être inefficace en cas de crise, même si ces derniers sont membres d'une union monétaire. Nous pensons que les dirigeants européens doivent mettre en place des pare-feux dès le début d'une période de turbulences financières et analyser en permanence le comportement des corrélations pour chaque couple de marchés. Ainsi, ils pourraient mettre en œuvre d'autres mesures spécifiques en fonction de l'évolution de ces co-mouvements et du sentiment de marché.

Deuxièmement, l'analyse des co-mouvements au cours des différentes phases et sous-phases des deux crises révèle l'instabilité de la contagion et de son intensité en fonction du temps et des couples de marchés. Ce constat montre la complexité de ce phénomène et par la suite la difficulté de sa prévision. Il indique aussi que les gestionnaires d'actifs doivent suivre en temps continu la dynamique des co-mouvements pour chaque paire d'actifs financiers afin de maximiser les bénéfices de la diversification internationale.

Troisièmement, nous constatons que les couples de marchés des PIIGS (hormis l'Irlande) ont été épargnés par la contagion dans le cas de la crise des subprimes et que sa deuxième phase était la plus violente en termes d'intensité de transmission des chocs.

Quatrièmement, nous confirmons la transmission de la crise de la dette souveraine sur tous les marchés de notre échantillon, illustrant son caractère systémique. Nous remarquons aussi que les liens commerciaux et financiers pourraient expliquer, dans certains cas, la transmission des chocs entre les marchés souverains analysés.

Cinquièmement, nous constatons que l'intensité de la contagion était plus faible lors de la troisième phase de la crise de l'euro, suggérant l'efficacité des mesures prises par la troïka et les gouvernements des pays de l'UEM dans l'atténuation de ses effets adverses.

Toutes ces conclusions fournissent des informations pertinentes aux investisseurs internationaux et aux gestionnaires d'actifs qui cherchent à exploiter les opportunités de diversification offertes par d'autres marchés et d'autres actifs. Elles sont également importantes pour les décideurs politiques et les banquiers centraux, en leur permettant de mieux comprendre l'évolution de la contagion de la crise des subprimes et celle de l'euro sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM. Toutefois, les mesures de résolution des crises contagieuses dépendent nécessairement de la nature des canaux de propagation des chocs entre les marchés financiers.

C'est dans cet esprit d'analyse que nous aborderons le prochain chapitre. Nous proposerons ainsi un test empirique visant principalement à déterminer la nature des mécanismes de transmission des chocs sur le même panel de marchés souverains.

## Chapitre 4. La contagion de la crise de l'euro: une approche basée sur les transformées en ondelettes continue et discrète

### Résumé

Dans ce chapitre, nous cherchons à déterminer la nature de la contagion de plusieurs crises, et notamment celle de l'euro, entre les marchés souverains de dix pays de l'Union Economique et Monétaire (UEM). Ces pays sont les suivants : l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal, l'Espagne et les Pays-Bas. En outre, nous testons l'occurrence de la contagion brusque (contagion pure à très court terme) pour chaque paire de marchés affectée par la contagion pure, avant d'identifier les marchés transmetteurs de cette forme de contagion. A cette fin, nous utilisons la cohérence d'ondelettes (la transformée en ondelettes continue), la corrélation d'ondelettes (la transformée en ondelettes discrète) et le test de causalité non linéaire au sens de Granger de Diks et Panchenko (2006). Nous appliquons ces méthodologies aux séries des spreads souverains journaliers à 10 ans des pays qui composent notre échantillon pour une période allant du 04 mai 1994 au 31 décembre 2015. Ainsi, ce travail contribue à la littérature sur les plans financier et économétrique.

Les principaux résultats montrent la vulnérabilité des marchés souverains de l'UEM à toutes les crises analysées. Par ailleurs, ils indiquent la propagation des crises avant celle de 2007-2008, principalement, par le biais des canaux de la contagion pure. Toutefois, les chocs des crises des subprimes et de l'euro ont été transmis, dans la plupart des cas, via les canaux fondamentaux. Par conséquent, l'occurrence d'un mélange de contagion fondamentale et pure durant la crise de l'euro semble être en phase avec le récit des partisans de l'hypothèse de fragilité de l'UEM, présentée par De Grauwe et Ji (2013). De plus, les résultats de la corrélation d'ondelettes soulignent le caractère « rare » de la contagion brusque. Finalement, nous remarquons que l'Espagne, l'Irlande et le Portugal étaient les principaux véhicules de propagation des chocs à très court terme durant les épisodes de la contagion brusque.



## *Introduction*

La littérature financière montre l'existence de deux principaux récits concurrents de la crise de la dette souveraine en zone euro (Vácha et al., 2019).

Le premier courant est porté par les 'fondamentalistes' qui soulignent que la crise de l'euro a fait son apparition en raison de la détérioration des fondamentaux macroéconomiques, des finances publiques et des niveaux de compétitivité. Ce courant indique que la crise a touché les pays caractérisés par des ratios de dette publique/PIB et de solde budgétaire/PIB dégradés, de perspectives de croissance économique très limitées et d'institutions fragiles. En effet, les travaux de von Hagen et al. (2011), Bernoth et Erdogan (2012), Beirne et Fratzscher (2013), Giordano et al. (2013), Afonso et al. (2015) et de Boysen-Hogrefe (2017) sur les déterminants des spreads des dettes souveraines en zone euro montrent leur forte sensibilité aux fondamentaux macroéconomiques et financiers durant la période de crise (« *wake-up call* » contagion). Ce courant souligne aussi que les pays touchés par la crise doivent adopter des mesures d'austérité et mettre en place des réformes structurelles afin d'améliorer leurs finances publiques et leurs perspectives de croissance à long terme.

Le deuxième courant, porté par De Grauwe et Ji (2013), se base sur l'hypothèse de fragilité de la zone euro. Ce courant met l'accent sur les failles de l'édifice de l'Union Economique et Monétaire (UEM) et la vulnérabilité des marchés des dettes souveraines de ses membres aux sentiments auto-réalisateurs pessimistes des investisseurs. Ces sentiments sont alimentés par l'émission de titres souverains libellés dans une monnaie sur laquelle les pays de la zone euro ne disposent d'aucun contrôle. En conséquence, les gouvernements des pays de l'UEM ne peuvent pas garantir la disponibilité des liquidités à l'échéance pour rembourser leurs créanciers. Les pionniers de cette hypothèse (De Grauwe et Ji, 2013), considèrent que la crise de l'euro s'est déclenchée à cause de la dégradation des fondamentaux macroéconomiques, tout en étant alimentée par des prophéties auto-réalisatrices qui peuvent pousser un pays solvable vers le défaut. En effet, ils soulignent que la crise a affecté des pays disposant de faibles ratios de dette publique/PIB durant la période de pré-crise. Ces auteurs montrent que plusieurs pays hors zone euro avaient connu des augmentations similaires du ratio dette publique/PIB durant la période de crise de l'euro sans toutefois être pénalisés par des coûts de refinancement prohibitifs. Plusieurs travaux, tels que ceux de Saka et al. (2015), Stamatopoulos et al. (2017) et Vácha et al. (2019) ont confirmé l'hypothèse de fragilité de la zone euro. Ces études concluent que la mise en place des réformes structurelles et des politiques d'austérité sont

insuffisantes pour résoudre la crise et son caractère contagieux découlant d'un mix de contagion fondamentale et pure « *pure and fundamental-based contagion* ». Ainsi, la résolution de la crise de l'euro passe par la réparation des failles de l'édifice de l'UEM et par des politiques de liquidité plus actives, à travers l'élargissement du mandat de la Banque Centrale Européenne (BCE) qui doit agir en tant que prêteur en dernier ressort. Ce rôle permet à la BCE d'intervenir sur les marchés souverains secoués par des crises de liquidité induites par des prophéties auto-réalisatrices, et donc d'une forme de pessimisme contagieux. En d'autres termes, l'existence d'un prêteur en dernier ressort permet de résoudre la crise de liquidité et d'éviter que celle-ci débouche sur une crise de solvabilité auto-réalisatrice.

Dans la continuité de ces travaux qui divergent sur la nature de contagion de la crise de l'euro, nous cherchons dans ce chapitre à déterminer la forme de la transmission de cette crise (fondamentale et/ou pure) sur un panel de marchés des dettes souveraines de l'UEM. La méthodologie adoptée dans ce chapitre nous permet de vérifier les résultats des deux chapitres précédents en termes de véracité et de formuler une comparaison. De plus, nous testons aussi l'occurrence de la contagion pure brusque, engendrée par des sentiments de peur à très court terme sur les marchés.

Sur la base de cette nouvelle étude empirique, nous essayons de répondre aux deux questions suivantes : la transmission de la crise de l'euro sur les marchés souverains de l'UEM est-elle le résultat de la contagion fondamentale, de la contagion pure ou d'un mélange des deux ? la contagion pure brusque a-t-elle marqué les marchés souverains de l'UEM lors de la crise de l'euro ?

Pour mener à bien notre étude, nous nous fondons sur la cohérence d'ondelettes<sup>104</sup> afin de déterminer la nature de contagion de la crise de l'euro. Nous utilisons donc une approche qui prend en considération conjointement les domaines temporel et fréquentiel, contrairement aux travaux antérieurs<sup>105</sup>. Ainsi, pour chaque paire de marchés, nous déterminons durant la période de la crise de l'euro la nature des canaux de propagation des chocs. Puis, sur la base des résultats trouvés, nous utilisons la corrélation d'ondelettes pour tester l'existence d'épisodes de contagion brusque pour chaque paire de marchés affectée par la contagion pure. Ce travail nous permet (i) d'examiner leur niveau d'intégration à très court terme ; (ii) d'évaluer la vulnérabilité des marchés de l'UEM à la contagion pure brusque, et donc à un changement rapide du sentiment des investisseurs face à l'incertitude ; (iii) et de dégager à partir de nos résultats

---

<sup>104</sup> La cohérence d'ondelettes est une mesure du co-mouvement entre deux séries temporelles en fonction du temps et de la fréquence/échelle.

<sup>105</sup> A l'exception de l'étude de Vácha et al. (2019).

empiriques des informations pertinentes aux décideurs politiques et aux investisseurs, respectivement, dans le cadre de la résolution de la contagion pure brusque et la gestion d'actifs à très court terme.

La contribution de ce chapitre est quintuple. Premièrement, nous utilisons une approche économétrique, appliquée pour la première fois aux séries des spreads souverains à 10 ans de dix pays de l'UEM, afin d'analyser la nature de la contagion des crises des subprimes et de l'euro. Il s'agit de la transformée en ondelettes continue et plus précisément de la cohérence d'ondelettes. Deuxièmement, en se fondant sur cette approche, nous examinons la nature des canaux de propagation des chocs des crises antérieures à celle des subprimes sur les marchés composant notre échantillon. Cette analyse qui se base sur la décomposition en ondelettes est originale dans la littérature. Troisièmement, nous étudions la dynamique des relations d'avance/de retard pour chaque paire de marchés souverains au cours des différents épisodes de crise dans le but de déterminer les marchés dominants et dominés et de déceler un(des) éventuel(s) changement(s) dans ces relations. Quatrièmement, à travers la corrélation d'ondelettes, nous testons l'occurrence de la contagion brusque (contagion pure à très court terme) pour chaque couple de marchés touché par la contagion pure durant la crise de l'euro. Cinquièmement, nous analysons le sens de la transmission des chocs pour les couples de marchés sources de contagion, qui étaient affectés par la contagion brutale de la crise de l'euro. Cela nous permet de déterminer, parmi les PIIGS<sup>106</sup>, les marchés transmetteurs et récepteurs des chocs lors des épisodes de la contagion brusque.

Les résultats montrent que les chocs des crises antérieures à celle des subprimes se sont transmis aux marchés souverains de l'UEM, dans la plupart des cas, via les canaux de la contagion pure plutôt qu'à travers les canaux fondamentaux. Toutefois, la contagion de la crise des subprimes et celle de l'euro révèle que la propagation était souvent de nature fondamentale plutôt que pure. Ce mélange de contagion fondamentale et pure de la crise de l'euro sur les marchés souverains analysés semble être cohérent avec le récit des partisans de l'hypothèse de fragilité de la zone euro. Ce constat souligne la pertinence des mesures prises par la BCE afin de lutter contre la contagion pure. En effet, les politiques monétaires agressives de la BCE à travers « *The Securities Markets Programme* » (le programme SMP), qui a été remplacé ultérieurement par le programme d'opérations monétaires sur titres « *Outright Monetary Transactions* » (OMT) permettent de s'attaquer aux sentiments de panique des investisseurs et aux situations

---

<sup>106</sup> Le Portugal, l'Italie, l'Irlande, la Grèce et l'Espagne.

d'équilibres multiples sur les marchés. Cependant, nous notons que ces mesures étaient mises en œuvre tardivement en réponse aux premiers épisodes de contagion pure. De plus, nous constatons une persistance de la contagion même après l'annonce du programme OMT, ce qui souligne la fragilité des marchés de l'UEM et la continuation de la transmission des chocs via les canaux fondamentaux. Par ailleurs, la cohérence d'ondelettes montre un fort degré d'intégration à long terme des marchés souverains de l'UEM. Toutefois, l'intégration à court terme était souvent faible, à l'exception des périodes marquées par des chocs économiques et financiers. Finalement, nous constatons la rareté des épisodes de la contagion brusque, révélant une très faible intégration à très court terme pour les couples de marchés affectés par la contagion pure.

Ce chapitre est structuré comme suit : la première section expose les données et la méthodologie utilisées. La deuxième section décrit les résultats obtenus et les interprétations qui y sont rattachées.

## **1. Données et méthodologie**

### **1.1 Données**

Notre analyse a pour but, entre autres, de vérifier la robustesse des résultats des deux chapitres précédents et de former par la suite une comparaison entre plusieurs approches économétriques. Ainsi, dans le prolongement de nos travaux empiriques, nous utilisons les mêmes données que dans le chapitre précédent, tout en procédant à une seule modification. Nous avons rallongé la période d'observation en démarrant à la date du 04 mai 1994 plutôt que du 01 janvier 2003. Ce choix nous était nécessaire afin d'obtenir une importante bande des basses fréquences (allant jusqu'à 1024 jours) pour analyser la contagion fondamentale/interdépendance de la crise de l'euro<sup>107</sup>.

Nous avons donc sélectionné les spreads journaliers des dettes souveraines à 10 ans de dix pays de l'UEM, à savoir l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal, l'Espagne et les Pays-Bas. Ces données ont été extraites de la base de données *Datastream Thomson Reuters* pour une période allant du 04 mai 1994 au 31 décembre 2015.

---

<sup>107</sup> Pour la même période d'observation que celle du chapitre précédent, nous avons obtenu une bande des basses fréquences ne dépassant pas les 512 jours et ne couvrant que très partiellement la période de la crise de l'euro. Nous démarrons notre période d'observation à la date du 04 mai 1994, soit la date à partir de laquelle les séries des spreads souverains à 10 ans étaient disponibles pour tout le panel.

## 1.2 Méthodologie

Dans notre travail, nous nous fondons, d'une part, sur la transformée en ondelettes continue « *Continuous Wavelet Transform* » (CWT) et, d'autre part, sur la transformée en ondelettes discrète « *Discrete Wavelet Transform* » (DWT) à travers sa variante *Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform* (MODWT). De plus, durant la crise de l'euro, nous utilisons le test de causalité non linéaire au sens de Granger de Diks et Panchenko (2006) pour déterminer le sens de la contagion brusque pour les couples de marchés composés par les pays périphériques de l'UEM et impactés par ce phénomène.

L'utilisation de la technique d'ondelettes, dans le cadre de notre travail, est motivée par plusieurs raisons : premièrement, cette approche tient compte du biais d'hétéroscédasticité évoqué par Forbes et Rigobon (2002). Deuxièmement, elle permet de déceler la nature de la transmission des chocs en analysant les co-mouvements dans les domaines temporel et fréquentiel. En effet, la contagion pure et fondamentale/interdépendance est examinée en se basant, respectivement, sur les bandes des hautes et basses fréquences (Bodart et Candelon, 2009 ; Orlov, 2009). Troisièmement, l'analyse de la dépendance entre les marchés sur plusieurs bandes fréquentielles (à court et long terme) est cohérente avec les différents styles d'investissement sur les places financières. Ces informations permettent aux acteurs de marché d'exploiter les gains de la diversification des portefeuilles. Quatrièmement, pour comprendre la dynamique du comportement des marchés et mieux répondre aux crises contagieuses, l'analyse de leurs corrélations à court et long terme s'avère nécessaire pour les décideurs politiques et les banquiers centraux.

### 1.2.1 La transformée en ondelettes continue

Une ondelette  $\psi(t)$  est une fonction de moyenne nulle, définie mathématiquement par l'équation suivante :

$$\psi_{\tau,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-\tau}{s}\right) \quad (1)$$

La fonction  $\psi(t)$  sera translatée par  $\tau$  et dilatée par  $s$  pour extraire de la série de départ des informations sur plusieurs niveaux de fréquences et à un moment précis du temps.

En se fondant sur les travaux de Grinsted et al. (2004), Aguiar-Conraria et al. (2012), Madaleno et Pinho (2012), Madaleno et Pinho (2014), Dewandaru et al. (2016), Albulescu et al. (2017), Chen et al. (2017), Dewandaru et al. (2017) et Reboredo et al. (2017), nous utilisons la transformée en ondelettes continue et plus exactement la cohérence d'ondelettes afin d'étudier

la dynamique des co-mouvements entre les spreads souverains à 10 ans des pays de notre échantillon. Il est à noter que la décomposition en ondelettes continue a été développée théoriquement par Gabor (1946) et généralisée par Grossman et Morlet (1984) puis par Meyer et al. (1987).

La transformée en ondelettes continue d'une série chronologique  $x_t$  par rapport à une ondelette mère  $\psi(t)$  est donnée par la convolution suivante :

$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t)\bar{\psi}_{\tau,s}(t)dt = \frac{1}{\sqrt{s}} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[ x(t)\bar{\psi}\left(\frac{t-\tau}{s}\right) \right] dt \quad (2)$$

$\bar{\psi}\left(\frac{t-\tau}{s}\right)$  désigne l'expression conjuguée de la fonction  $\psi(t)$  et  $\frac{1}{\sqrt{s}}$  est un facteur de normalisation.

La transformée en ondelettes continue est réalisée avec l'utilisation de l'ondelette de Morlet complexe (ondelette mère). Celle-ci possède une bonne capacité de localisation temporelle et fréquentielle et permet de préserver l'énergie de la série de départ. Elle est donnée par :

$$\psi_{w_0}(t) = \pi^{-\frac{1}{4}} e^{jw_0 t} e^{-\frac{t^2}{2}} \quad (3)$$

Avec  $w_0 = 6$  désignant le nombre d'onde. Communément, le choix du nombre 6 est utilisé (« *When using wavelets for feature extraction purposes, the Morlet wavelet (with  $w_0 = 6$ ) is a good choice, since it provides a good balance between time and frequency localization* » (Grinsted et al., 2004, p. 262)).

En mobilisant la décomposition en ondelettes, plusieurs caractéristiques peuvent être déterminées. Le spectre de puissance d'ondelettes « *Wavelet Power Spectrum* » (WPS) décrit la dynamique de la variance d'un signal sur une échelle temporelle et fréquentielle (Aguiar-Conraria et al., 2010). En d'autres termes, il mesure la contribution relative à chaque instant et à chaque échelle de la variance d'une série temporelle  $x_t$ . Le spectre de puissance d'ondelettes est défini comme suit :

$$WPS_x(\tau, s) = |W_x(\tau, s)|^2 \quad (4)$$

Avec  $W_x(\tau, s)$  les coefficients d'ondelettes issus de la transformation de la série  $x_t$ .

Comme pour la cohérence de Fourier, nous disposons d'une mesure de la covariance spectrale en ondelettes définie par le spectre croisé d'ondelettes noté  $SW_{xy}(\tau, s)$  avec :

$$SW_{xy}(\tau, s) = W_x(\tau, s)\overline{W_y}(\tau, s) \quad (5)$$

Avec  $y_t$  une deuxième série temporelle.

Le spectre de puissance croisé entre  $x_t$  et  $y_t$  est noté  $|W_{xy}(\tau, s)|$ . Il capte à chaque instant et fréquence la covariance locale entre les deux séries chronologiques  $x_t$  et  $y_t$ . Ainsi, on peut définir la cohérence d'ondelettes des deux séries  $x_t$  et  $y_t$  comme suit (Torrence et Compo, 1998) :

$$R_{xy}(\tau, s) = \frac{|S(W_{xy}(\tau, s))|}{\sqrt{S(|W_x(\tau, s)|^2) S(|W_y(\tau, s)|^2)}} \quad (6)$$

Avec  $S$  est un opérateur de lissage en temps et en fréquence. La cohérence d'ondelettes peut être considérée comme un coefficient de corrélation non linéaire localisé dans l'espace temps-fréquence. Par conséquent, on peut identifier les régions dans le domaine temps-fréquence où les deux séries  $x_t$  et  $y_t$  évoluent ensemble à la fois dans le temps et dans l'espace de fréquences. Ainsi, on peut utiliser la cohérence au carré d'ondelettes  $R_{xy}^2(\tau, s)$  afin d'évaluer les co-mouvements entre ces deux séries. Comme pour le cas du coefficient de corrélation au carré,  $R_{xy}^2(\tau, s)$  est compris entre 0 et 1. L'interprétation de ce coefficient montre que lorsque  $R_{xy}^2(\tau, s)$  est proche de 1 (0), cela indique un fort (faible) co-mouvement entre ces deux séries. Pour l'inférence statistique, nous nous appuyons sur les simulations de Monte Carlo.

Les ondelettes fournissent aussi une mesure de la différence de phase entre les deux séries  $x_t$  et  $y_t$  pour déterminer si leurs composantes fréquentielles sont positivement ou négativement corrélées. Cette différence de phase est définie par (Torrence et Webster, 1999) :

$$\theta_{xy}(\tau, s) = \tan^{-1} \left( \frac{I\{S(W_{xy}(\tau, s))\}}{R\{S(W_{xy}(\tau, s))\}} \right) \quad (7)$$

Avec  $R$  et  $I$  représentent, respectivement, les parties réelles et imaginaires du spectre croisé d'ondelettes. Les graphiques de cohérence d'ondelettes utilisent des flèches pour révéler la différence de phase. Pour la paire X-Y, une flèche dirigée vers la droite indique que les séries X et Y sont en phase (positivement corrélées). Si elle est dirigée vers la gauche, X et Y sont alors déphasées ou hors phase (négativement corrélées). Une flèche qui pointe vers le haut montre qu'X est le leader, dans le sens où il amène Y vers une forte corrélation. A l'inverse, si la flèche pointe vers le bas, c'est la série Y qui conduit X vers une forte corrélation.

### 1.2.2 La transformée en ondelettes discrète

Nous nous inspirons des travaux de Gallegati (2012), Dewandaru et al. (2015), Dewandaru et al. (2016) et Dewandaru et al. (2018) en recourant à la transformée en ondelettes discrète pour vérifier l'occurrence de la contagion brutale/brusque (la contagion pure à très court terme) durant la crise de l'euro. Pour ce faire, nous utilisons la variante MODWT de la décomposition en ondelettes discrète avec l'ondelette 'LA8' comme famille d'ondelettes permettant une analyse multi-résolution (MRA).

Nous justifions la sélection de ce modèle comme suit : la MODWT est choisie pour sa flexibilité de traitement des données, dans le sens où elle évite l'utilisation d'une échelle dyadique (le nombre d'observations  $N$  doit être un multiple de 2). De plus, la famille d'ondelettes Daubechies faiblement asymétrique avec 8 moments nuls 'LA8' est retenue afin d'obtenir la propriété de moindre asymétrie qui est plus appropriée pour les séries financières (Dewandaru et al., 2015 ; Dewandaru et al., 2016).

Pour la série temporelle  $x_t$ , la MODWT fournit une décomposition additive donnée par l'équation suivante :

$$x_t = \sum_{j=1}^J D_{j,t} + A_{J,t} \quad (8)$$

Ainsi la série de départ  $x_t$  est constituée d'une approximation de sa tendance notée  $A_{J,t}$  et d'une somme de sous-séries/bandes de fréquences notées  $D_{j,t}$  pour ( $j = 1,2,\dots,J$ ). L'ensemble des valeurs approximatives  $A_j$  de la série temporelle fournit une tendance lisse ou globale du signal de départ. Les bandes de fréquences  $D_1, D_2 \dots$  et  $D_J$  sont des détails, respectivement, de l'échelle/niveau 1,2 ... et  $J$  ajoutés à l'approximation basique  $A_j$ . Chaque détail de niveau  $j$ , noté  $D_j$ , renferme les composantes de la série pour une période comprise entre  $2^{j-1}$  et  $2^j$ . De plus, il comporte le même nombre d'observations que celui de la série de départ  $x_t$ . L'indice  $J$  correspond au nombre optimal de détails nécessaires à la reconstruction de la série  $x_t$ . Il est déterminé par la formule suivante :

$$J = \text{Ln} \frac{N}{2} \quad (9)$$

Par conséquent, nous sommes en mesure d'étudier le comportement du signal par niveau de fréquence tout en ayant une localisation temporelle par bandes (Mestre et Terraza, 2017).



Cette décomposition détermine la variance d'ondelettes, la covariance d'ondelettes et la corrélation d'ondelettes. La variance d'ondelettes décompose la variance de la série temporelle  $x_t$  en composantes associées à différentes échelles  $j$  (Percival, 1995). La variance d'ondelettes de l'échelle  $j$  ( $\sigma_x^2(\lambda_j)$ ) pour cette série temporelle de variance  $\sigma_x^2$  est donnée comme suit :

$$\sigma_x^2(\lambda_j) = Var(\omega_{j,t}^x) \quad (10)$$

Avec  $\omega_{j,t}^x$  désigne les ondelettes de la série  $x$  pour l'échelle  $j$  à l'instant  $t$  et  $\lambda_j$  est la fréquence de l'échelle  $j$ .

La corrélation d'ondelettes entre les séries  $x_t$  et  $y_t$  de l'échelle  $j$  notée ( $\rho_{xy}(\lambda_j)$ ) est définie par le rapport entre leur covariance d'ondelettes, notée  $\gamma_{xy}(\lambda_j)$  (avec  $\gamma_{xy}(\lambda_j) = Cov(\omega_{j,t}^x, \omega_{j,t}^y)$ ), et la racine carrée du produit de leurs variances d'ondelettes notées, respectivement,  $\sigma_x(\lambda_j)$  et  $\sigma_y(\lambda_j)$  (Whitcher et al., 1999 ; Whitcher et al., 2000). Le coefficient de corrélation d'ondelettes constitue une mesure standardisée du lien entre deux séries multi-échelle avec  $|\tilde{\rho}_{xy}(\lambda_j)| \leq 1$ . L'estimateur de la corrélation d'ondelettes sans biais de l'échelle  $j$  ( $\tilde{\rho}_{xy}(\lambda_j)$ ) est obtenu comme suit :

$$\tilde{\rho}_{xy}(\lambda_j) = \frac{\tilde{\gamma}_{xy}(\lambda_j)}{\tilde{\sigma}_x(\lambda_j)\tilde{\sigma}_y(\lambda_j)} \quad (11)$$

Avec  $\tilde{\sigma}_x(\lambda_j)$  et  $\tilde{\sigma}_y(\lambda_j)$  qui sont les estimateurs de l'écart-type d'ondelettes sans biais pour l'échelle  $j$ , respectivement, de  $x_t$  et  $y_t$ .  $\tilde{\gamma}_{xy}(\lambda_j)$  représente l'estimateur de la covariance d'ondelettes sans biais de l'échelle  $j$  entre ces deux séries.

A partir de l'estimateur de corrélation d'ondelettes sans biais de l'échelle  $j$ , nous conduisons un test permettant d'examiner l'hypothèse de contagion en suivant l'approche de Gençay et al. (2002). Il est à noter que nous définissons ce phénomène comme une augmentation significative des co-mouvements entre les marchés durant une période de crise (Forbes et Rigobon, 2002). Ainsi, nous vérifions l'occurrence d'un changement significatif des coefficients de corrélation d'ondelettes échelle par échelle entre les périodes d'accalmie et de crise. La significativité du changement est détectée à travers l'examen des intervalles de confiance approximatifs des coefficients de corrélation d'ondelettes de ces deux périodes.

Les formules des intervalles de confiance approximatifs de  $100(1 - 2p)\%$  robustes à la non normalité pour les coefficients de corrélation d'ondelettes ( $\tilde{\rho}_{xy}(\lambda_j)$ ) sont déterminées en se basant sur les travaux de Whitcher et al. (2000). L'hypothèse nulle ( $H_0$ ) d'absence de différence

significative est rejetée quand les intervalles de confiance approximatifs de 95% ne se chevauchent pas (Gençay et al., 2002). Cette hypothèse s'écrit comme suit :

$$H_0: \tilde{\rho}_{xy}^I(\lambda_j) = \tilde{\rho}_{xy}^{II}(\lambda_j) \quad (12)$$

Avec  $\tilde{\rho}_{xy}^I(\lambda_j)$  et  $\tilde{\rho}_{xy}^{II}(\lambda_j)$  sont les coefficients de corrélation d'ondelettes sans biais de l'échelle  $j$ , respectivement, durant les périodes de stabilité et de crise.

### 1.2.3 Le test de causalité non linéaire au sens de Granger

Les crises mexicaine, russe, brésilienne, argentine et des subprimes, se sont propagées, respectivement, du marché financier mexicain, russe, brésilien, argentin et états-unien vers d'autres places financières. Par conséquent, le sens de la transmission des chocs est clair, car la crise se propage du marché source des turbulences « *the ground-zero country* » aux autres marchés. Dans ces cas, il est inutile d'utiliser les tests de causalité afin de déceler le sens de la transmission des chocs pour chaque paire de marchés. Toutefois, la crise de l'euro se distingue par rapport à ces crises antérieures par l'existence de plusieurs sources de contagion : l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie et le Portugal. Ainsi, durant la crise de l'euro, pour déterminer le sens de la contagion brusque pour les couples de marchés composés par les PIIGS et impactés par ce phénomène, nous utilisons le test de causalité non linéaire au sens de Granger introduit par Hiemstra et Jones (1994) et modifié ultérieurement par Diks et Panchenko (2006). Nous justifions l'élimination du test de causalité linéaire de Granger (1969) par les points suivants : premièrement, il ne capte pas la dépendance non linéaire entre les séries, surtout que la contagion financière est considérée dans la littérature comme un phénomène non linéaire (Rodriguez, 2007)<sup>108</sup>. Deuxièmement, la dynamique des séries temporelles financières et économiques est caractérisée par la non linéarité à cause des ruptures, des changements de régimes, etc.

Soit  $X_t^{l_x} = (X_{t-l_x+1}, \dots, X_t)$  et  $Y_t^{l_y} = (Y_{t-l_y+1}, \dots, Y_t)$  deux vecteurs retardés de deux séries temporelles  $x_t$  et  $y_t$  avec  $(l_x, l_y \geq 1)$ .

L'hypothèse nulle  $H_0$  considère que  $X_t^{l_x}$  ne contient aucune information sur  $Y_{t+1}$ . L'hypothèse nulle  $H_0$  est donnée par :

$$H_0: Y_{t+1} | (X_t^{l_x}, Y_t^{l_y}) \sim Y_{t+1} | (Y_t^{l_y}) \quad (13)$$

<sup>108</sup> « If contagion is a nonlinear phenomenon, as the results in this paper suggest, it is dangerous to consider, without further investigation, the rejection of the "correlation breakdown" hypothesis as evidence of a stable dependence structure » (Rodriguez, 2007, p. 421).

Considérons le vecteur  $W_t = (X_t^{lx}, Y_t^{ly}, Z_t)$  avec  $Z_t = Y_{t+1}$ , l'équation (13) peut être reformulée comme suit :

$$\frac{f_{X,Y,Z}(x,y,z)}{f_Y(y)} = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \cdot \frac{f_{Y,Z}(y,z)}{f_Y(y)} \quad (14)$$

L'hypothèse nulle de la causalité non linéaire peut être énoncée comme suit :

$$q \equiv E[f_{X,Y,Z}(x,y,z)f_Y(y) - f_{X,Y}(x,y)f_{Y,Z}(y,z)] = 0 \quad (15)$$

Considérons  $\hat{f}_{W_{w_i}}$  comme l'estimateur de la densité locale d'un vecteur aléatoire  $d_W$ -varié  $W$  en  $w_i$  donné par :

$$\hat{f}_{W_{w_i}} = \frac{(2\epsilon)^{-d_W}}{n-1} \sum_{ij \neq i} I_{ij}^W \quad (16)$$

Avec  $I_{ij}^W = I(\|W_i - W_j\| \leq \epsilon_n)$ ,  $I(\cdot)$  une fonction indicatrice et  $\epsilon_n$  désigne la bande passante qui dépend de la taille de l'échantillon  $n$ .

La statistique du test peut être formulée comme suit :

$$T_n(\epsilon_n) = \frac{(n-1)}{n(n-2)} \sum_{ij \neq i} (\hat{f}_{X,Y,Z}(x,y,z)\hat{f}_Y(y) - \hat{f}_{X,Y}(x,y)\hat{f}_{Y,Z}(y,z)) \quad (17)$$

Pour les bandes passantes  $\epsilon_n = Cn^{-\beta}$ , avec  $C > 0$  et  $\beta \in (\frac{1}{4}, \frac{1}{3})$ , cette statistique du test satisfait :

$$\sqrt{n} \frac{T_n(\epsilon_n) - q}{S_n} \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0,1) \quad (18)$$

Avec  $S_n$  est l'estimateur de la variance asymptotique de  $T_n(\epsilon_n)$  nécessaire pour calculer la p-value.

Il est à noter que cette statistique du test est appliquée aux résidus d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR) bivarié, après la suppression du pouvoir prédictif linéaire.

Le modèle VAR biavarié s'écrit sous la forme suivante :

$$x_t = a_1 + \sum_{i=1}^k \lambda_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \xi_i y_{t-i} + \epsilon_{1t} \quad (19)$$

$$y_t = a_2 + \sum_{i=1}^k \psi_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_i y_{t-i} + \epsilon_{2t} \quad (20)$$

Avec  $k$  est l'ordre de retard de ces deux variables.

## 2. Les résultats empiriques

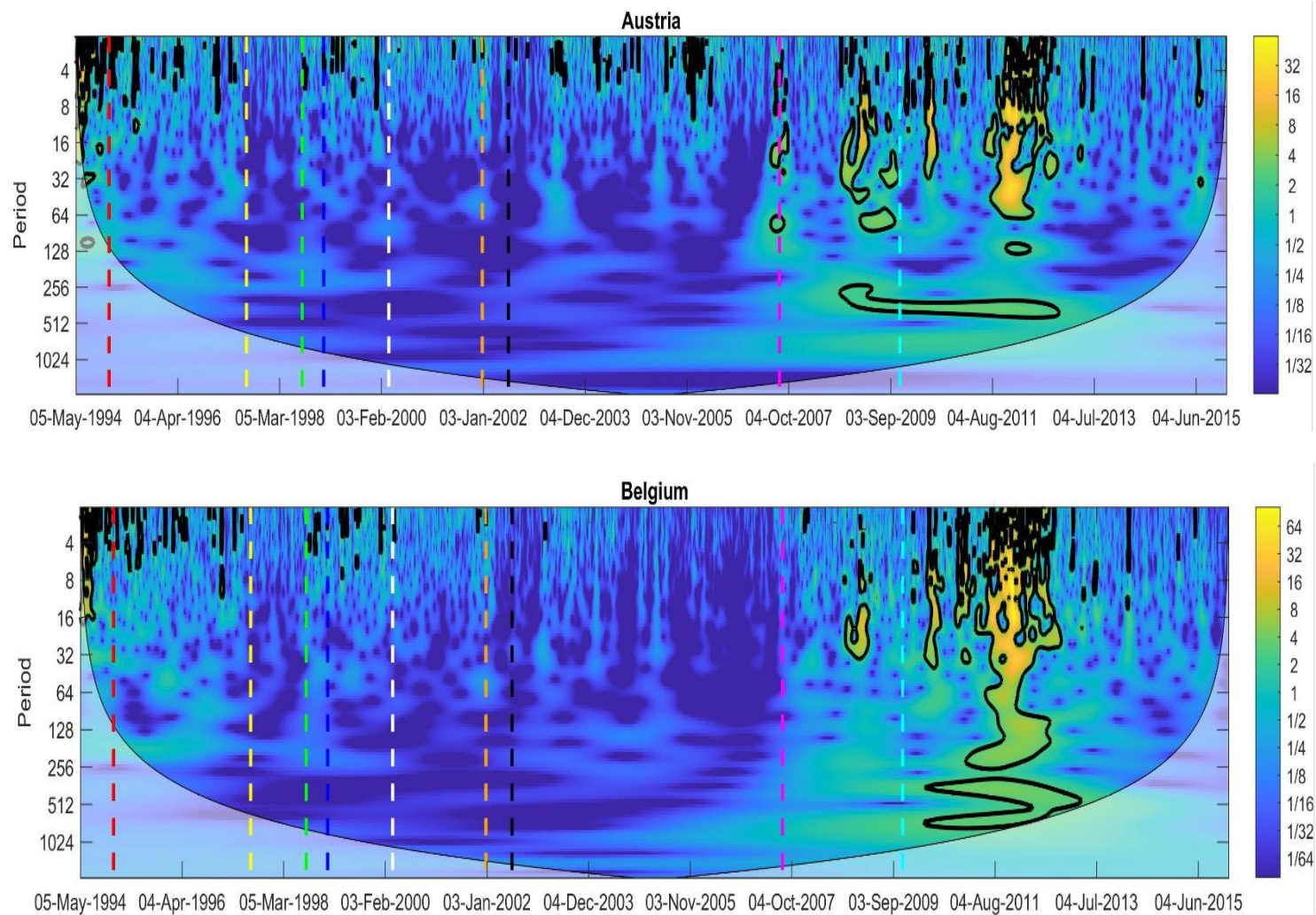
### 2.1 Analyse des spectres de puissance d'ondelettes

La figure (1) présente le spectre de puissance d'ondelettes pour chaque série des spreads en différence première<sup>109</sup> durant notre période d'observation. Ces différentes images montrent l'évolution de la variance de ces séries dans le domaine temps-fréquence. Ainsi, elles nous fournissent des informations sur le niveau de la variance à chaque instant et à chaque fréquence. L'axe horizontal représente la composante temporelle et l'axe vertical désigne la composante fréquentielle convertie en unité de temps (jours). Le cône d'influence, représenté par une teinte plus claire, indique la distorsion de l'image par les effets de bord, signifiant que les filtres d'ondelettes analysent des données partiellement inexistantes<sup>110</sup>. Ainsi, cette partie ne fera pas l'objet d'analyse étant donné l'absence d'un niveau de confiance statistique. Chaque région délimitée par un contour noir épais dans l'espace temps-fréquence désigne une puissance significative au seuil de 5% (niveau de confiance de 95%). La plage de puissance varie du bleu (faible puissance) au jaune (forte puissance). Par conséquent, les résultats du spectre de puissance d'ondelettes pourraient indiquer des premiers signes d'interdépendance entre les séries des spreads souverains, qui restent à confirmer à travers l'analyse de la cohérence en ondelettes.

---

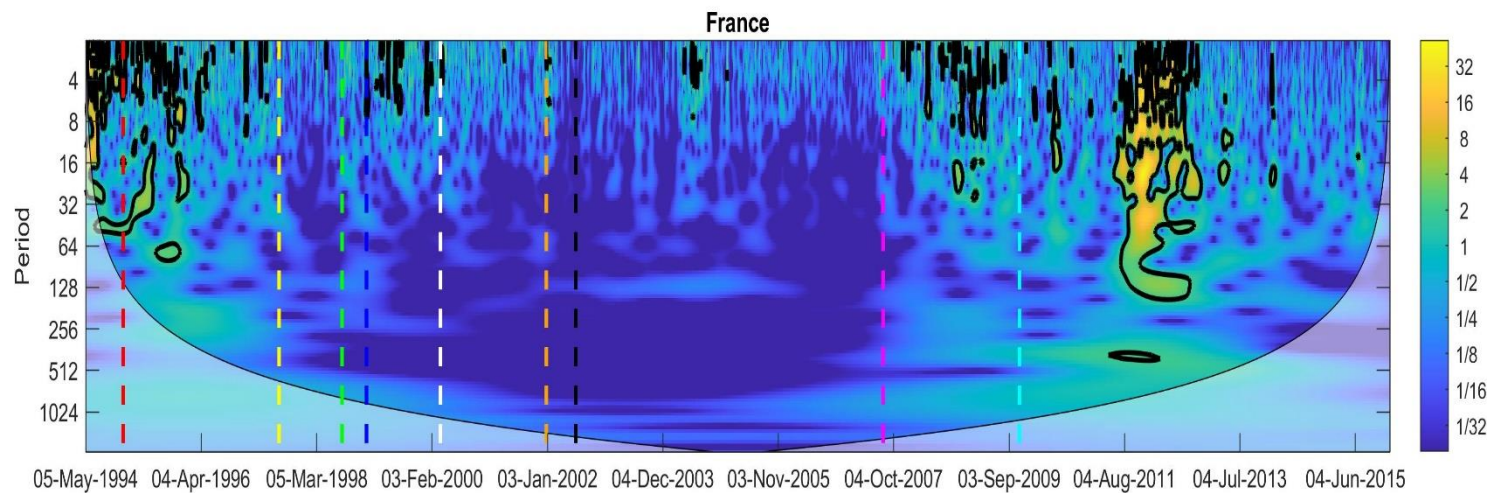
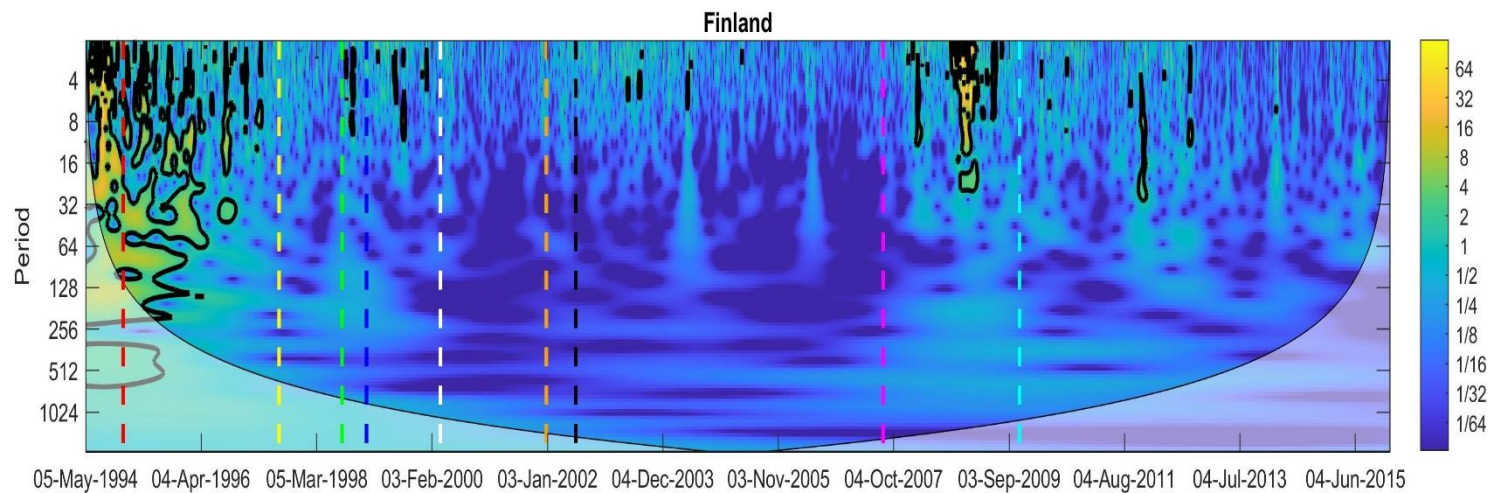
<sup>109</sup> Nous avons choisi de travailler avec les séries en différence première afin de pouvoir comparer les résultats obtenus avec ceux des chapitres précédents.

<sup>110</sup> « *When applying the CWT to a finite length time series we inevitably suffer from border distortions, due to the fact that the values of the transform at the beginning and at the end of the series are always incorrectly computed, involving missing values of the series, which are then artificially prescribed* » (Madaleno et Pinho, 2012, 93).

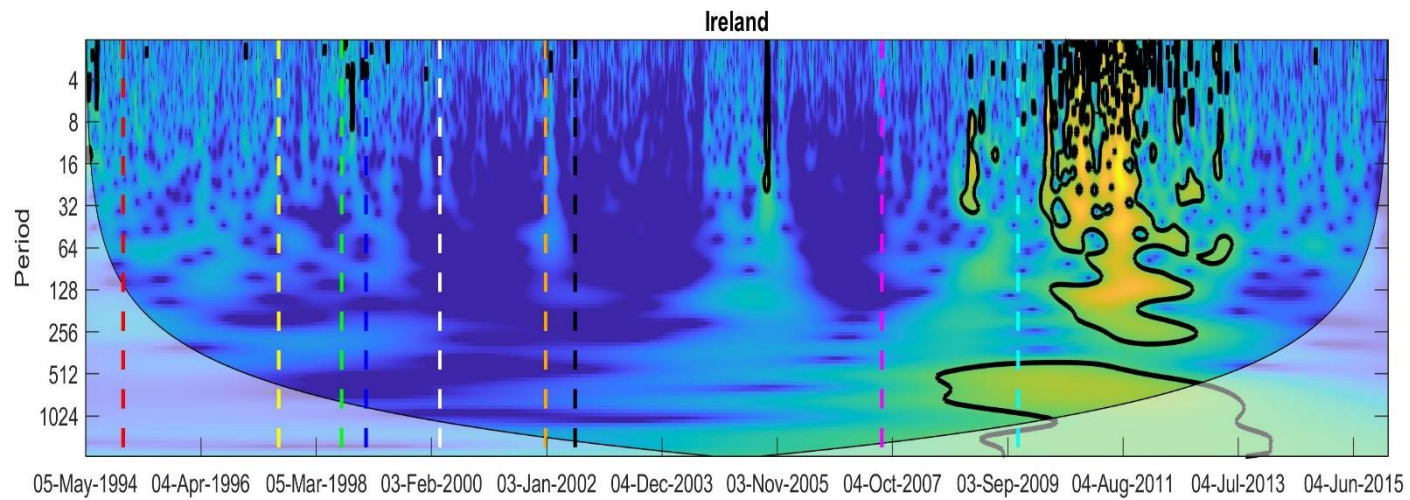
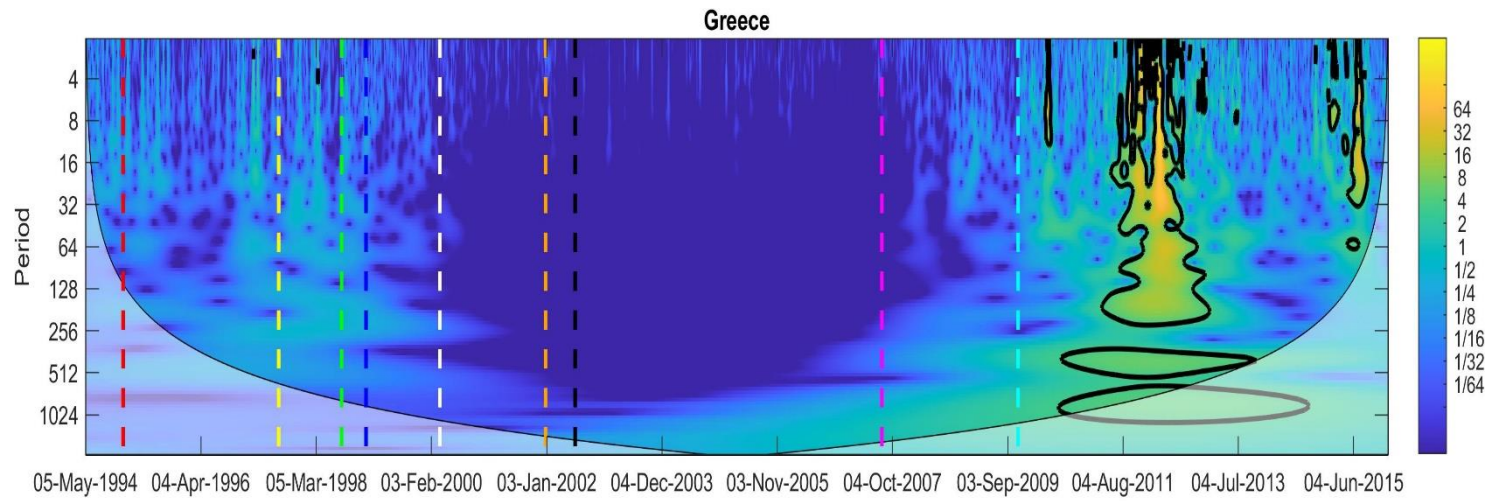


**Figure (1).** Spectres de puissance d'ondelettes des spreads souverains du 05 mai 1994 au 31 décembre 2015

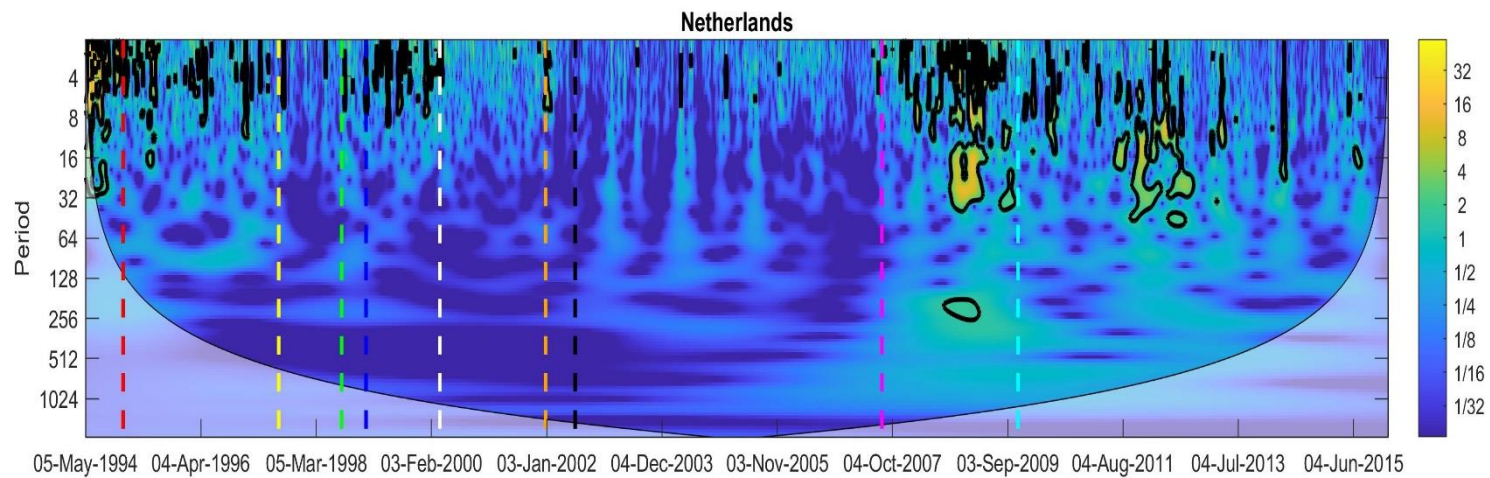
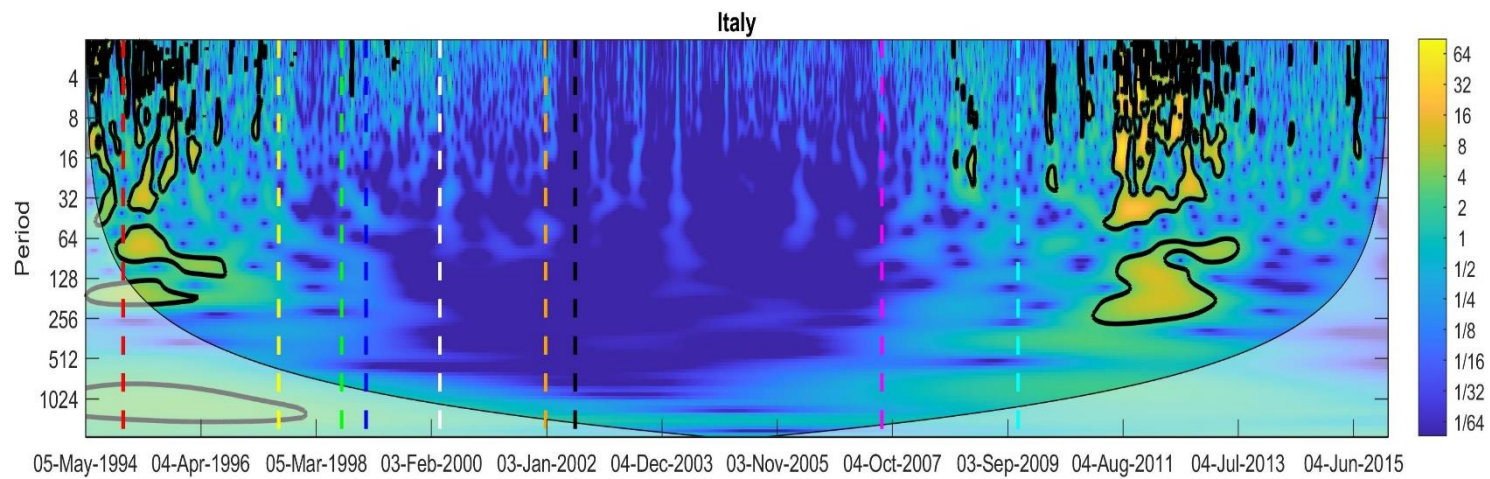
*Notes : les traits rouge, jaune, vert, bleu foncé, blanc, orangé, noir, violet et bleu clair indiquent, respectivement, le début de la crise mexicaine, asiatique, russe, brésilienne, dotcom, argentine, de l'affaire Enron, des subprimes et de l'euro.*



**Figure (1).** Suite

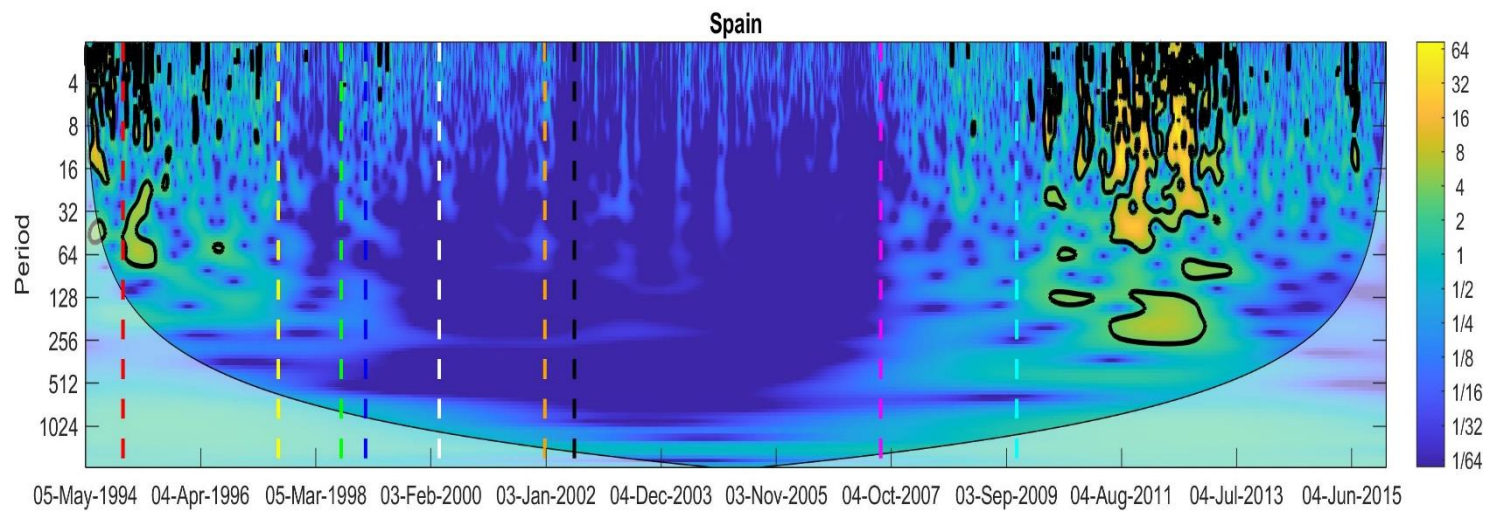
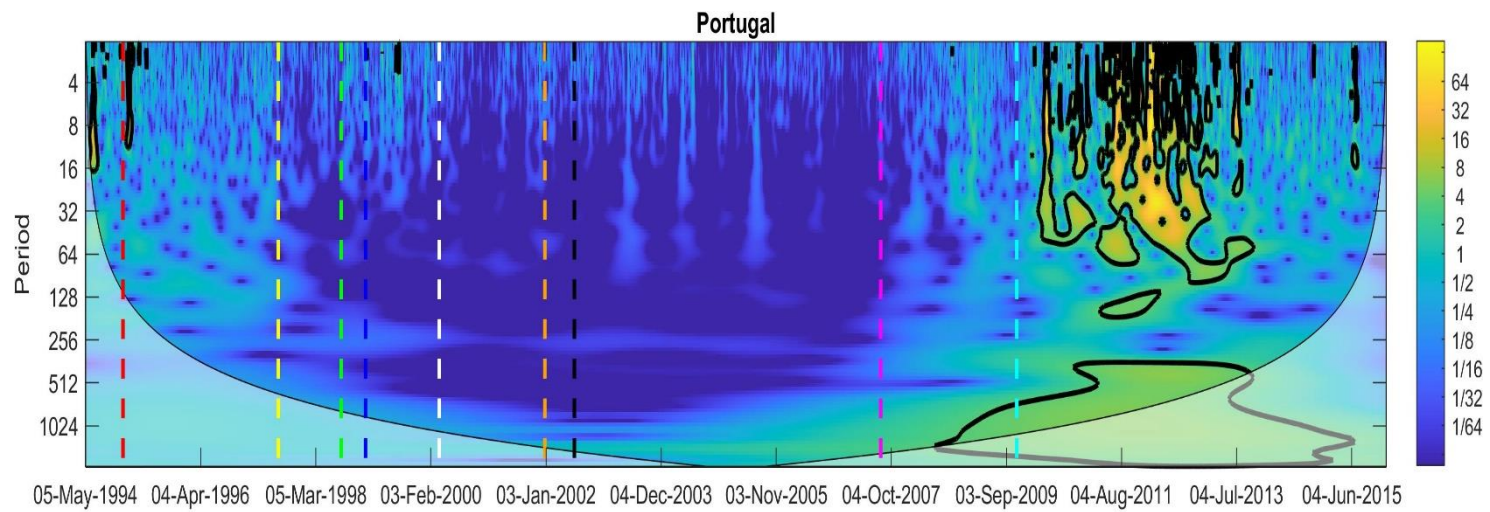


**Figure (1).** Suite



**Figure (1).** Suite





**Figure (1).** Suite

De manière générale, les images précédentes sont marquées par quelques zones de forte puissance (des îlots de couleur jaune délimités par un trait noir épais) réparties dans le domaine temps-fréquence. Ceci montre que les marchés des dettes souveraines étaient caractérisés par des régimes de forte volatilité découlant des chocs de divers épisodes de crise. Nous remarquons aussi une disparité dans le nombre, la taille et la localisation temporelle et fréquentielle de ces zones, qui varient d'un marché à un autre et d'une crise à une autre. Par conséquent, les chocs de chaque crise impactent différemment les marchés. Ce constat démontre l'intérêt de notre méthodologie qui intègre la variation de la volatilité en fonction du temps et des fréquences. Ce qui permet ainsi de déceler les spécificités de chaque crise en fonction des marchés.

### ***2.1.1 Analyse des spectres de puissance d'ondelettes durant les crises antérieures à celle de l'euro***

En excluant la Grèce, nous remarquons que tous les autres graphiques étaient caractérisés par des zones de forte puissance du 05 mai 1994 au 18 décembre 1994 dans les bandes des fréquences inférieures à 1 an/hautes fréquences. Ces zones étaient présentes dans une bande de fréquences inférieures à 16 jours pour la Belgique, l'Irlande et le Portugal ; à 32 jours pour l'Autriche et les Pays-Bas ; à 64 jours pour l'Espagne et la France et à 128 jours pour la Finlande et l'Italie. La taille de ces zones montre que ces quatre derniers pays étaient les plus impactés par les chocs retardés liés à l'éclatement du système monétaire européen en 1993. Par ailleurs, tous les autres spectres de puissance d'ondelettes (à l'exception des cas grec et irlandais) ont affiché des zones de forte puissance à la fin de 1994 et durant 1995 et 1996 dans une bande de fréquences inférieures à 1 an. Celles-ci sont liées à la crise mexicaine de 1994 qui a entraîné en crise les principaux marchés d'Amérique latine.

Les Pays-Bas et dans une moindre mesure l'Espagne, la France, la Grèce et l'Irlande ont affiché de très petites zones de forte puissance dans une bande de fréquences inférieures à 8 jours entre juillet 1997 et le début de 1998. Ce résultat est attribué à la crise asiatique. En outre, à l'exception de la Grèce, entre août 1998 et fin 1999, la figure (1) montre quelques petits îlots de forte puissance pour tous les marchés dans une bande de fréquences inférieures à 16 jours. Ceux-ci sont attribués aux effets des crises russe et brésilienne. Il est à noter que leurs impacts sur la volatilité des marchés étaient plus prononcés pour les pays du cœur de l'UEM. Nous constatons aussi qu'au début de l'année 2000, les spectres de puissance d'ondelettes des marchés belge, français et néerlandais étaient marqués par de très petits îlots de forte puissance dans une bande de fréquences inférieures à 4 jours. Ce constat est attribué à l'éclatement de la bulle internet/crise *dotcom* qui a surgi en mars 2000. Par ailleurs, les spectres de puissance

d'ondelettes des marchés autrichien, belge, français, irlandais et des Pays-Bas présentent de très petites zones de forte puissance à la fin de 2001 dans une bande de fréquences inférieures à 8 jours. Celles-ci sont liées aux effets de l'attaque du 11 septembre 2001 et de la crise argentine. De plus, nous remarquons que les chocs de l'affaire Enron n'ont pas eu un impact significatif au niveau de la volatilité des marchés de notre échantillon.

L'analyse des spectres de puissance d'ondelettes montre que les trois petits pays périphériques de la zone euro, à savoir la Grèce, l'Irlande et le Portugal, étaient les moins caractérisés par les zones de forte puissance entre 1994 et 2003. Ce constat est lié au faible niveau d'intégration de leurs marchés souverains. En outre, du début de notre période d'observation jusqu'au 01 août 2007 (date du début de la première phase de la crise des subprimes), les zones de forte puissance ont impliqué uniquement la bande des hautes fréquences. Ce résultat s'explique par des chocs à court terme/transitoires sur les volatilités des marchés, induits par un changement brutal du sentiment des investisseurs. D'ailleurs, Dewandaru et al. (2016) ont trouvé le même résultat pour cinq marchés boursiers de l'UEM.

Durant la période allant d'août 2007 jusqu'à mars 2009, nous observons que le spectre de puissance d'ondelettes de l'Irlande affiche des zones de forte puissance dans les bandes des hautes (inférieures à 64 jours) et basses fréquences (365-1024 jours). En même temps, nous observons une zone de forte puissance pour des échelles supérieures à 512 jours pour le cas portugais. Ces zones témoignent de la présence des chocs à long terme/permanents sur la volatilité des marchés irlandais et portugais, résultant d'un problème structurel lors de la crise des subprimes. Nous justifions ce résultat par le fait que la bande des fréquences supérieures à 1 an (des basses fréquences/grandes échelles) représentent les fondamentaux économiques selon les travaux de Dewandaru et al. (2017). En outre, pour les autres marchés des dettes souveraines de notre échantillon (hormis la Grèce), nous constatons que la crise des subprimes a engendré des chocs à court terme au niveau de leurs volatilités. En effet, les zones de forte puissance se trouvent dans une bande des hautes fréquences, reflétant uniquement un changement brutal du sentiment des acteurs de marché.

Par ailleurs, la figure (1) montre que les pays du cœur de la zone euro étaient plus affectés par les chocs de la crise des subprimes par rapport aux pays périphériques de l'UEM. En effet, entre août 2007 et mars 2009, le nombre et surtout la taille des zones de forte puissance pour les spectres des pays du cœur de la zone euro dépassent largement ceux des pays périphériques (à l'exception de l'Irlande). De plus, les marchés des pays du cœur de la zone euro sont entrés dans le régime de turbulences financières liées à la crise des subprimes dès sa première phase,

près d'un an avant les marchés des pays périphériques. Nous expliquons ces résultats par la forte intégration des marchés financiers des pays du noyau de l'UEM avec le système financier mondial par rapport à ceux des PIIGS. Cette intégration rend ces marchés plus vulnérables aux chocs externes. Ce constat empirique observé pour le cas des pays périphériques est expliqué par la faible exposition de leurs secteurs bancaires et financiers aux actifs adossés aux prêts hypothécaires américains<sup>111</sup> et par le caractère moins dynamique et liquide de leurs marchés par rapport à ceux des pays du cœur de la zone euro.

La figure (1) révèle également que les îlots de forte puissance se concentrent à la fin de 2008, mettant en évidence la puissance des chocs induits par la faillite de *Lehman Brothers*. D'ailleurs, les zones de forte puissance au niveau des basses fréquences pour les spectres de l'Irlande et du Portugal ont émergé à partir de l'automne 2008. Par conséquent, il paraît évident que la crise des subprimes a affecté, dès son apparition, les composantes à court terme des volatilités des marchés des pays du cœur de la zone euro. Toutefois, dès la faillite de *Lehman Brothers*, les chocs qui en ont découlé avaient amplifié les variances à court terme de tous les marchés de notre échantillon (hormis le cas grec) et avaient même atteint les composantes à long terme des variances des spreads souverains irlandais et portugais.

Ainsi, l'écroulement de *Lehman Brothers* a sapé la confiance entre les institutions bancaires et financières et a conduit au gel du marché interbancaire international à la fin de l'année 2008. Ceci a affecté significativement le système bancaire irlandais, déjà fragilisé par l'éclatement d'une bulle immobilière locale financée sur ce marché « à l'arrêt ». Par conséquent, l'Irlande était confrontée à un problème structurel lié au coût exorbitant de sauvetage de son secteur bancaire dans un contexte de récession économique et d'assèchement de liquidité sur le marché interbancaire international. Concernant le marché portugais, nous pensons que la faillite de *Lehman Brothers* a induit un changement dans l'évaluation des risques souverains. Autrement dit, les investisseurs sont devenus plus sensibles à la qualité des fondamentaux macroéconomiques et financiers et ont commencé à s'interroger sur la viabilité des finances publiques portugaises, bien avant le déclenchement de la crise de l'euro. Ce résultat « au premier abord » est en phase avec les travaux d'Argyrou et Kontonikas (2012). Ces derniers soulignent un changement du comportement des investisseurs dans l'évaluation des spreads

---

<sup>111</sup> « Italian and Spanish banks were relatively sheltered from the most intense forces of global financial contagion in 2008–2009. On the assets side, they had a limited amount of market-based assets; they had not invested in 'fancy' financial products that later proved to be 'toxic' and the majority of banks' assets comprised of customer loans. As for liabilities, Italian and Spanish banks had a broad and stable funding base, mainly from retail customers (see Section 2). » (Quaglia et Royo, 2015, p. 492). « The Bank of Italy, like the Bank of Spain, discouraged lenders from adopting risky 'off balance sheet' accounting methods, as well as from acquiring billions of euros of repackaged US subprime mortgages and other toxic assets. » (Quaglia et Royo, 2015, p. 495).

souverains des pays de l'UEM depuis l'éclatement de la crise des subprimes. Dans notre travail, ce résultat était uniquement observable pour le cas portugais.

### ***2.1.2 Analyse des spectres de puissance d'ondelettes durant la crise de l'euro***

Durant la crise de l'euro, la figure (1) des spectres de puissance d'ondelettes révèle la violence des secousses financières encaissées par tous les marchés de notre échantillon (à l'exception du cas finlandais)<sup>112</sup>. En effet, durant la période allant de novembre 2009 jusqu'à décembre 2015, la taille de la surface des zones à forte puissance significative pour les spectres des spreads autrichiens, belges, français, grecs, irlandais, italiens, néerlandais, portugais et espagnols confirme ce constat. De plus, ces zones se trouvent pour la majorité des marchés dans les bandes des hautes et basses fréquences. Ainsi, les résultats montrent que cette crise a amplifié les volatilités de la plupart des marchés des dettes souveraines de l'UEM via des chocs permanents, résultant d'un problème structurel. Ce résultat empirique trouve son explication dans le fait que la crise de la dette souveraine a impacté les pays partageant l'euro. D'une part, les pays périphériques constituaient les sources de cette crise et les maillons faibles de l'UEM. Ils sont dotés de fondamentaux macroéconomiques et financiers dégradés et d'institutions fragiles. D'autre part, les pays du cœur de la zone euro étaient directement affectés par la crise en raison de leurs liens commerciaux et financiers/l'interdépendance qui existaient avec les PIIGS, et à la suite de leur implication dans sa résolution.

En outre, durant les six premiers mois de l'année 2015, le spectre de puissance d'ondelettes de la Grèce affiche plusieurs zones de forte puissance dans une bande de fréquences inférieures à 128 jours. Cette période était caractérisée par le troisième épisode de la crise grecque suite à l'arrivée du parti d'extrême gauche « Syriza » au gouvernement. A la fin du mois de juin 2015, qui coïncide avec l'arrêt des négociations entre les dirigeants européens et grecs, les graphiques des spectres de puissance d'ondelettes montrent quelques petits îlots de forte puissance. Ces derniers se trouvent dans une bande de fréquences inférieures à 64 jours pour l'Autriche, à 16 jours pour l'Espagne, la France, l'Italie, le Portugal et les Pays-Bas et à 4 jours pour la Belgique. Ce résultat indique l'hétérogénéité des comportements des marchés face aux turbulences financières liées au troisième épisode de la crise hellénique.

---

<sup>112</sup> L'analyse du spectre de puissance d'ondelettes de la Finlande montre qu'elle était plus affectée par la crise des subprimes que par celle de l'euro. Ceci est en ligne avec les résultats du modèle de la régression dynamique Markov Switching (MSDR) ainsi qu'avec ceux de la mesure de l'intensité de la crise dans le chapitre précédent.

### ***2.1.3 Comparaison entre les résultats des spectres de puissance d'ondelettes et ceux du modèle MSDR***

Les résultats de la figure (1) soulignent la précision et la surperformance du spectre de puissance d'ondelettes (de la transformée en ondelettes continue) par rapport au modèle MSDR dans l'analyse du comportement de la volatilité des séries temporelles. Alors que le modèle MSDR permet un examen de la dynamique de la variance au cours du temps, le spectre de puissance d'ondelettes le dépasse à travers l'analyse des composantes à court et long terme de la volatilité dans l'espace temps-fréquence. Autrement dit, la limite du modèle MSDR et des méthodes économétriques dans l'unique domaine temporel réside dans la non prise en compte de la variation de la volatilité en fonction des fréquences.

Ainsi, l'approche appliquée dans ce chapitre permet de mettre en avant certains résultats et faits non déterminés par le modèle MSDR. Durant la période de la crise des subprimes, le (les) spectre (s) de puissance d'ondelettes du (des) marché (s) portugais (italien et espagnol) présente (ent) des zones de forte puissance dans la bande des hautes et basses (hautes) fréquences. Par conséquent, le recours à la décomposition en ondelettes indique que les chocs de cette crise ont secoué significativement tous les pays périphériques de la zone euro (hormis la Grèce). Ceci rend nos résultats plus robustes par rapport à ceux du modèle MSDR du chapitre précédent, qui montrent que l'Irlande était le seul pays des PIIGS affecté par cette crise. Une autre divergence entre ces deux méthodes se manifeste au niveau du 'timing' d'entrée dans la phase de crise pour la Belgique et la Finlande. Alors que les marchés finlandais et belge sont affectés par la crise des subprimes, respectivement, dès sa deuxième et troisième phase, en se basant sur les résultats du modèle MSDR, leurs spectres indiquent qu'ils en sont impactés dès sa première phase. En effet, avant le 15 septembre 2008, les spectres de puissance d'ondelettes belge et finlandais sont caractérisés par de petites zones de forte puissance dans une bande de fréquences inférieures, respectivement, à 4 et 16 jours. En d'autres termes, le modèle MSDR n'a pas capté les chocs à court terme au niveau de la volatilité des marchés belge et finlandais, révélés par leurs spectres, avant la faillite de *Lehman Brothers*.

En outre, les résultats du modèle MSDR montrent que le dernier épisode de tensions financières relatif à la crise des subprimes a pris fin le 09 avril 2009 pour le cas du marché souverain autrichien (voir tableau (1) du chapitre précédent). Cependant, l'analyse de son spectre de puissance d'ondelettes rejette cette conclusion. Le graphique de son spectre témoigne de la présence des îlots de forte puissance durant l'été 2009 dans la bande des hautes fréquences (inférieures à 64 jours) et d'une zone persistante de forte puissance dans la bande des basses

fréquences (256-512 jours) d'octobre 2008 jusqu'à octobre 2012. Un résultat empirique similaire est observé pour le marché irlandais qui quitte le régime de turbulences financières de la crise des subprimes le 03 février 2009 en se référant aux résultats du modèle MSDR. Toutefois, le graphique de son spectre infirme cette conclusion. En effet, nous observons quelques petits îlots de forte puissance durant l'été 2009 dans une bande de fréquences inférieures à 32 jours ainsi qu'une grande zone persistante de forte puissance au niveau des basses fréquences (512-1024 jours) d'octobre 2008 jusqu'à fin 2013.

Notre analyse comparative entre les deux méthodes montre aussi plusieurs points de divergence durant la crise de l'euro. Premièrement, d'après la méthode du spectre de puissance d'ondelettes, tous les marchés des dettes souveraines (à l'exception de la Grèce et l'Italie) sont affectés par la crise dès sa première phase, bien avant la demande d'aide financière formulée par la Grèce, le 23 avril 2010. En effet, entre le 05 novembre 2009 et le 23 avril 2010, nous remarquons que leurs spectres présentaient quelques petites zones de forte puissance dans une bande des hautes fréquences ne dépassant pas les 16 jours pour la Belgique, le Portugal et les Pays-Bas, 8 jours pour l'Espagne, l'Irlande et la France et 4 jours pour la Finlande. En même temps, les spectres de puissance d'ondelettes de l'Irlande et du Portugal ont affiché une grande zone de forte puissance dans une bande de fréquences supérieures, respectivement, à 365 jours et 512 jours. Ce résultat est en contradiction avec celui du chapitre précédent qui souligne l'insensibilité de la plupart des pays de l'UEM (hormis l'Autriche) à la première phase de la crise de l'euro. Ainsi, on constate à travers nos résultats empiriques de ce chapitre l'ébranlement des marchés des dettes souveraines de l'UEM dès l'annonce du gouvernement de Papandréou des vrais chiffres des finances publiques de la Grèce et la série des dégradations de sa note de crédit souverain en décembre 2009. L'insensibilité du marché grec à ses propres mauvaises nouvelles durant la première phase de la crise de l'euro est contraire à nos anticipations. Nous l'expliquons par la croyance des investisseurs d'une gestion rapide et interne des problèmes helléniques, sans recours à une aide internationale, via des mesures d'austérité et des réformes structurelles. Par conséquent, nous pensons que les acteurs de marché ont commencé à s'inquiéter de l'évolution de la crise à l'échelle européenne tout en considérant en même temps que les problèmes helléniques seraient résolus en interne.

Deuxièmement, les résultats des spectres de puissance d'ondelettes indiquent que la fin de la période de la crise de l'euro pour les huit marchés de l'UEM (autrichien, belge, espagnol, français, grec, italien, portugais et néerlandais) coïncide avec l'été 2015. Ce constat diverge

avec les conclusions du modèle MSDR. Celui-ci a détecté des épisodes de crise à cette période uniquement pour trois pays, à savoir l'Autriche, l'Espagne et la Grèce.

Troisièmement, la figure (1) montre l'existence d'autres îlots de forte puissance au milieu de la crise de l'euro pour plusieurs marchés. Un résultat non décelé par le modèle MSDR. Ce constat est évident pour la Belgique, la Finlande, la France, le Portugal et les Pays-Bas au début de 2014.

Malgré les divergences observées entre ces deux approches, les résultats de la figure (1) consolident l'hypothèse d'hétérogénéité du comportement des marchés des dettes souveraines de l'UEM durant la crise des subprimes et celle de l'euro. Cette hétérogénéité est le reflet d'une intégration financière incomplète de ces marchés et d'une UEM « à plusieurs vitesses ». Ainsi, les décideurs politiques européens et les banquiers centraux doivent prendre en considération cette divergence de la dynamique de ces marchés pour répondre aux futures crises.

## **2.2 Analyse des cohérences d'ondelettes**

La figure (A1) de l'annexe représente l'évolution des co-mouvements à travers la cohérence et la phase d'ondelettes pour les différentes paires de spreads souverains durant notre période d'observation. L'axe horizontal représente l'échelle temporelle et l'axe vertical désigne l'échelle fréquentielle, convertie en unité de temps (jours). L'intensité de la cohérence est déterminée par le code couleur : le bleu (jaune) indique un faible (fort) co-mouvement entre les variables. La partie supérieure de chaque graphique représente les co-mouvements à court terme qui sont liés à un horizon d'investissement court (allant d'un jour jusqu'à 365 jours/1 an). En revanche, la partie inférieure de chaque graphique représente les co-mouvements à long terme relatifs à un horizon d'investissement long (allant de 365 jours jusqu'à 1024 jours). Les régions de forte cohérence entre deux séries de spreads souverains montrent une forte corrélation locale. Les contours noirs en gras sur les graphiques de cohérence délimitent les zones statistiquement significatives au seuil de 5%, estimées par des simulations de Monte Carlo. Le cône d'influence est affiché avec une teinte plus claire. Il signale la distorsion de l'image par les effets de bord, signifiant que les filtres d'ondelettes analysent des données partiellement inexistantes. Ainsi, cette partie de cohérence d'ondelettes ne doit pas être analysée étant donné l'absence de confiance statistique.

Par conséquent, la cohérence d'ondelettes permet d'examiner la dynamique de l'intensité du lien pour chaque paire de spreads dans l'espace temps-fréquence. Toutefois, elle ne précise pas la nature de la corrélation (positive/négative). Cette dernière est déterminée à travers la phase



d'ondelettes en observant le sens de l'orientation des flèches portées sur les graphiques : à titre d'exemple, pour une paire X-Y, une flèche dirigée vers la droite indique que les séries X et Y sont en phase (positivement corrélées). Si elle est dirigée vers la gauche, X et Y sont alors déphasées ou hors phase (négativement corrélées). En outre, une flèche qui pointe vers le haut (bas) montre qu'X (Y) est le leader, dans le sens où il entraîne Y (X) vers une forte corrélation. C'est dans cette logique que la phase d'ondelettes fournit des informations sur les retards possibles des oscillations des deux séries X et Y en fonction du temps et de la fréquence/l'échelle. Par ailleurs, quand un marché est en avance par rapport à l'autre cela ne signifie pas nécessairement l'existence d'une relation de causalité entre les deux, comme indiqué par Dewandaru et al. (2017). Dans ce cas, nous devons mentionner uniquement que les deux marchés évoluent conjointement, dont l'un d'entre eux prenant le rôle du leader.

Comme adopté dans les chapitres 2 et 3, la contagion est définie comme une augmentation statistiquement significative des co-mouvements entre deux marchés durant une période de crise (Forbes et Rigobon, 2002). Graphiquement, ce phénomène est reflété par une zone de forte cohérence au cours de cette période. De plus, la nature des canaux de propagation des chocs (contagion fondamentale ou contagion pure) est déterminée sur la base des bandes de fréquences. En se basant sur la littérature (Bodart et Candelon, 2009 ; Dewandaru et al., 2014 ; Dewandaru et al., 2015 ; Dewandaru et al., 2016 ; Orlov, 2009, etc.), les bandes des hautes fréquences (inférieures à 1 an) représentent des informations relatives aux liens à court terme entre les marchés. Il s'agit notamment des préférences pour la liquidité, du sentiment de marché, de la tendance de leur intégration à court terme. En parallèle, les bandes des basses fréquences (supérieures à 1 an) révèlent des informations relatives aux liens à long terme entre les marchés, c'est-à-dire les liens fondamentaux reflétant l'intégration économique, les relations d'équilibres à long terme, les liens commerciaux et financiers, la tendance de l'intégration à long terme des marchés. Ainsi, la contagion pure est attestée lorsque les co-mouvements entre les parties de court terme (composantes de la bande des hautes fréquences) de deux séries connaissent un accroissement temporaire et significatif durant une période de crise. En même temps, les composantes de la tendance des deux séries ne doivent pas être affectées. En revanche, on parle de la contagion fondamentale/interdépendance, si cet accroissement est détecté au niveau des co-mouvements entre les parties de long terme (composantes des basses fréquences) des deux séries. En même temps, les liens entre les éléments de court terme augmentent significativement et temporairement à cause de la réaction des investisseurs.

Nous remarquons que la plupart des graphiques de la figure (A1) sont dominés par des zones de faible cohérence dans les bandes des hautes fréquences. Toutefois, ces co-mouvements à court terme augmentent temporairement et significativement pendant les périodes de crise et reviennent à un niveau plus faible dès la fin des épisodes de turbulences financières. Ce résultat est cohérent avec ceux de Longin et Solnik (2001) et Ranta (2013), qui soulignent la baisse des co-mouvements à court terme entre les marchés durant les périodes de stabilité. Il révèle aussi une intégration à court terme incomplète des marchés souverains de l'UEM, ce qui corrobore nos conclusions dans la sous-section précédente et celles de Giovannini (2010). Cet auteur a trouvé seulement deux barrières sur quinze qui ont été démantelées, traduisant une résistance à l'intégration par les comités des marchés financiers des pays de l'Union Européenne (UE)<sup>113</sup>. En effet, certaines frictions, telles que les coûts de transaction, les taxes et les obstacles juridiques, continuent d'entraver l'intégration complète des marchés en zone euro.

Au niveau des bandes des basses fréquences, nous notons la présence d'une augmentation persistante des co-mouvements à long terme de la plupart des paires de spreads. Ce phénomène traduit un renforcement de l'intégration à long terme pour la majorité des marchés analysés, tiré par l'UEM. Dewandaru et al. (2016) avancent le même constat pour un panel de marchés boursiers de l'UEM.

Les dates de début d'accroissement significatif et des phases d'augmentation de ces liens fondamentaux permettent de classer nos 35 paires de spreads souverains en trois sous-groupes.

Un premier « cluster » de paires de marchés a connu une augmentation permanente des co-mouvements (dans une bande des fréquences supérieures à 512 jours) avant la création de l'UEM en 1999. Elle s'est poursuivie jusqu'à la fin de notre période d'observation. Ce premier sous-groupe est composé par les couples Italie-France, Italie-Portugal, Italie-Espagne, Portugal-France, Portugal-Espagne et Espagne-France. Ce résultat traduit une intégration à long terme quasi-complète de leurs marchés. En effet, ces pays étaient bien avant le début de notre période d'observation des principaux partenaires commerciaux et ont atteint au cours du temps, grâce à la disparition du risque de change, un degré élevé d'échanges commerciaux.

Un deuxième sous-groupe est marqué par le début de l'accroissement significatif et permanent des liens à long terme entre les marchés après janvier 1999, date du début de l'intégration de l'euro sous sa forme scripturale. Ceci est cohérent avec les travaux de Aba Al-Khail et Berglund (2002), De Santis et Gérard (2006) et Haselmann et Herwartz (2010) qui ont démontré une

---

<sup>113</sup> Cette résistance vise à maintenir et à favoriser l'activité des marchés financiers locaux des pays de l'UE (Dewandaru et al., 2018).

augmentation de l'intégration des marchés boursiers et des dettes souveraines des membres de l'UEM depuis sa naissance. Ce deuxième « cluster » est composé par les paires suivantes : Grèce-Belgique (à partir de 2002), Grèce-France (à partir de 2005), Grèce-Italie (à partir de 2005), Grèce-Irlande (à partir de la mi-2000), Grèce-Portugal (à partir de 2001), Grèce-Espagne (à partir de 2005), Irlande-Belgique (à partir de 2003), Irlande-Finlande (à partir de la fin 2006), Irlande-France (à partir de la fin 2004), Irlande-Italie (à partir de 2005), Irlande-Pays-Bas (à partir de 2005), Irlande-Portugal (à partir de 2001), Irlande-Espagne (à partir du printemps 2006), Italie-Autriche (à partir de la mi-2002), Italie-Belgique (à partir de 2001), Portugal-Belgique (à partir de 2001) et Espagne-Belgique (à partir de 2001).

Comme indiqué entre parenthèses, les dates à partir desquelles ces paires ont connu une augmentation significative de leurs co-mouvements correspondent souvent après le 01 janvier 2002. A cette date, le paysage économique et financier a été marqué par la mise en circulation des billets de banque et pièces en euros. Ce résultat démontre l'impact de la monnaie unique dans l'accroissement des liens fondamentaux entre les membres de l'UEM via une plus forte intégration des secteurs réels et financiers. D'ailleurs, les travaux de Baldwin (2006), Flam et Nordstrom (2006) et Rose (2008) révèlent une amélioration significative des échanges commerciaux entre les pays de la zone euro grâce à la monnaie unique. En outre, Ehrmann et al. (2011) soulignent que l'absence du risque de change et le partage d'une même politique monétaire étaient les principaux facteurs de convergence des marchés des dettes souveraines de l'UEM.

Finalement, un troisième sous-groupe de paires de marchés, dont les liens de long terme ont augmenté en deux phases (avant et après 1999), comprend l'Irlande-Autriche, l'Italie-Finlande, l'Italie-Pays-Bas, le Portugal-Autriche et le Portugal-Pays-Bas.

### ***2.2.1 Analyse des cohérences d'ondelettes durant les crises antérieures à celle de l'euro***

A la fin de 1994 et au début de 1995, la figure (A1) montre plusieurs petites zones temporaires de forte cohérence dans des bandes des hautes fréquences pour tous les couples de spreads (à l'exception du couple Portugal-Finlande). Ces résultats mettent en évidence la présence de la contagion pure de la crise mexicaine. Nous remarquons aussi que quelques paires de marchés étaient plus affectées par la contagion que d'autres. Nous pouvons citer les cas des paires France-Italie et France-Portugal par rapport à Grèce-France et Irlande-Autriche. Durant cette crise, la phase d'ondelettes (voir la direction des flèches dans la figure (A1)) indique,

généralement, une avance de l'Irlande par rapport à l'Espagne et la France ; de la Grèce et l'Italie par rapport à la Finlande ; du Portugal par rapport à l'Espagne, la France, l'Irlande et les Pays-Bas ; et de l'Espagne et la Grèce par rapport aux Pays-Bas. D'autres paires comme Espagne-Italie, Espagne-France, Italie-Irlande, Grèce-Espagne et Grèce-Italie étaient marquées par une relation bidirectionnelle (flèches pointant vers le haut et le bas) dans des bandes des hautes fréquences.

Entre la mi-1997 et la mi-1998, les graphiques de cohérence d'ondelettes montrent des augmentations temporaires et significatives des co-mouvements dans les bandes des hautes fréquences pour toutes les paires de spreads souverains, sauf pour la paire Espagne-Grèce. Cette observation couplée avec l'absence de zones temporaires de forte cohérence au niveau des bandes des basses fréquences confirme une transmission des chocs de la crise asiatique via les canaux de la contagion pure.

Toutefois, les couples Espagne-Autriche, Espagne-Finlande, Espagne-France, Espagne-Italie, Espagne-Pays-Bas, Espagne-Portugal, Irlande-Autriche, Italie-Finlande, Italie-Pays-Bas, Italie-Portugal, Portugal-Autriche, Portugal-Finlande, Portugal-France et Portugal-Pays-Bas ont dérogé à cet effet de la crise asiatique. En effet, nous observons une augmentation significative de leurs co-mouvements à court et long termes (dans les bandes des fréquences inférieures et supérieures à 1 an). La significativité de l'accroissement des liens à long terme pour ces couples durant cette période de crise est détectée, soit par un élargissement de la zone de forte cohérence, soit par l'éclaircissement de sa couleur, comparée à la période de stabilité (du 01 janvier 2003 au 31 juillet 2007). Cela souligne l'occurrence de la contagion fondamentale/l'interdépendance durant la crise asiatique pour ces 14 paires de marchés. Par ailleurs, la taille des zones de forte cohérence indique aussi que les couples Grèce-France et Grèce-Portugal, parmi d'autres, étaient moins affectés par cette crise que d'autres, à savoir Grèce-Autriche, Irlande-Italie et Italie-Espagne.

Durant la crise asiatique, la lecture de l'orientation des flèches démontre l'avance de l'Italie et l'Irlande par rapport à l'Autriche, la Belgique et les Pays-Bas ; de l'Espagne par rapport à la Belgique ; de la Grèce par rapport à l'Autriche, la Finlande, l'Irlande et les Pays-Bas ; des PIIGS par rapport à la France ; et de la Finlande par rapport à l'Espagne, l'Irlande et l'Italie. Cette même lecture révèle une alternance du rôle du leader (flèches pointant vers le haut et le bas) pour les couples Espagne-Portugal, Italie-Espagne, Italie-Irlande, Italie-Portugal, Portugal-Autriche et Portugal-Grèce.

Durant le deuxième semestre de 1998 et l'année 1999 marqués par les crises russe et brésilienne, nous remarquons plusieurs îlots de forte cohérence dans les bandes des hautes fréquences pour toutes les paires de spreads souverains. En même temps, les bandes des basses fréquences étaient caractérisées par un accroissement significatif des co-mouvements pour les couples suivants : Espagne-Autriche (uniquement lors de la crise russe), Espagne-Belgique (uniquement lors de la crise russe), Espagne-Finlande, Espagne-France, Espagne-Italie, Espagne-Pays-Bas, Espagne-Portugal, Italie-Belgique (uniquement lors de la crise russe), Italie-Finlande, Italie-Pays-Bas (uniquement lors de la crise russe), Italie-Portugal, Portugal-Autriche, Portugal-Finlande, Portugal-France et Portugal-Pays-Bas. Donc, la figure (A1) démontre l'occurrence de la contagion fondamentale/l'interdépendance relative à la crise russe (brésilienne) pour tous ces couples (pour les couples Espagne-Finlande, Espagne-France, Espagne-Italie, Espagne-Pays-Bas, Espagne-Portugal, Italie-Finlande, Italie-Portugal, Portugal-Autriche, Portugal-Finlande, Portugal-France et Portugal-Pays-Bas). Par ailleurs, la contagion pure issue de ces deux crises a affecté les paires non citées, en d'autres termes la majorité des couples de marchés.

Durant ces deux crises, le sens de l'orientation des flèches montre l'avance de la Grèce et le Portugal par rapport à la Belgique, la France et l'Italie ; de l'Espagne par rapport à la France ; de la Grèce, l'Italie et l'Irlande par rapport aux Pays-Bas ; de l'Autriche par rapport à l'Italie et le Portugal ; et de la Finlande par rapport à l'Irlande. Les paires Grèce-Autriche, Grèce-Finlande, Espagne-Belgique et Espagne-Italie étaient en phase (flèches pointant à droite). Finalement, une forte relation bidirectionnelle a caractérisé les couples Espagne-Autriche, Espagne-Finlande, Espagne-Pays-Bas, Espagne-Irlande, Espagne-Portugal, Italie-Belgique, Italie-Finlande, Italie-France, Italie-Irlande, Irlande-Autriche, Irlande-Belgique, Irlande-France, Irlande-Grèce, Portugal-Finlande, Portugal-Grèce et Portugal-Pays-Bas.

En 2000 et 2001, la figure (A1) présente plusieurs zones de forte cohérence pour tous les couples de marchés dans les bandes des hautes fréquences. En même temps, nous remarquons une augmentation significative des co-mouvements à long terme pour les paires suivantes : Italie-Finlande, Italie-Portugal, Italie-Espagne, Portugal-France, Portugal-Pays-Bas (uniquement au début de la crise *dotcom*), Portugal-Espagne (uniquement lors de la crise *dotcom*), Espagne-Finlande et Espagne-France. Ainsi, la transmission des chocs de l'éclatement de la bulle internet, de l'attaque du 11 septembre 2001 et de la crise argentine a impliqué les canaux de la contagion pure dans la majorité des cas. En outre, cette même figure révèle l'hétérogénéité de l'impact des chocs de ces crises d'une paire à l'autre. Alors que les paires Irlande-Grèce, Irlande-Autriche et Grèce-France étaient moins affectées par la contagion,

d'autres comme Italie Belgique, Italie-Grèce et Espagne-Pays-Bas avaient des zones de forte cohérence plus grandes et par la suite en étaient plus impactées.

Durant la période 2000-2001, la direction des flèches pointées démontre l'avance du Portugal par rapport à la Finlande (pour les fréquences inférieures à 128 jours) ; de la Grèce par rapport à l'Espagne, la France et l'Italie ; et de l'Autriche, l'Irlande et les Pays-Bas par rapport à l'Italie. Elle révèle aussi une relation de phase pour les paires Grèce-Autriche, Grèce-Belgique, Irlande-Belgique, Irlande-Portugal et Italie-Portugal (surtout en 2001). Par ailleurs, chacune des paires suivantes, à savoir Grèce-Finlande, Grèce-Irlande, Grèce-Portugal, Irlande-Autriche, Irlande-Espagne, Italie-Espagne (surtout à très court terme), Italie-France (à long terme l'Italie est leader), Portugal-Autriche, Portugal-Belgique (surtout en 2000), Portugal-France, Espagne-Belgique (surtout à très court terme), Espagne-Finlande et Espagne-France (à long terme l'Espagne est leader) était caractérisée par une relation bidirectionnelle.

Durant la même période de turbulences, certaines paires ont connu un changement du comportement de leurs relations leader/suiveur. Par exemple, les marchés français et Irlandais étaient en phase au début de la crise *dotcom* (courant l'an 2000) avant de devenir fortement interdépendants à la suite de l'attaque du 11 septembre 2001 et au début de la crise argentine (à la fin de 2001). Inversement, le couple Espagne-Autriche était en relation d'interdépendance avant de basculer vers une relation de phase. Pour le couple Italie-Belgique, la Belgique était le leader avant que les deux marchés deviennent en phase. La paire Portugal-Espagne avait une relation bidirectionnelle en 2000 avant que le Portugal prenne le rôle du leader en 2001. L'Irlande et les Pays-Bas étaient, respectivement, en retard par rapport à la Finlande et la Grèce lors de l'éclatement de la crise *dotcom* avant que chacun de ces deux premiers marchés amène l'autre vers un fort co-mouvement positif à la fin de 2001. De même, les paires Irlande-Pays-Bas et Portugal-Pays-Bas ont enregistré la même dynamique de la corrélation : l'Irlande et le Portugal ont conduit les Pays-Bas vers un fort lien positif en 2000 avant qu'ils deviennent suiveurs pendant l'année suivante.

Comme indiqué précédemment, les co-mouvements à long terme de la plupart des paires de spreads souverains ont augmenté d'une manière permanente, et ce bien avant l'éclatement de la crise des subprimes. Cette tendance croissante des corrélations à long terme est le synonyme de l'intensification des échanges commerciaux et des liens financiers entre les membres de la zone euro. Elle indique également l'existence de relations d'équilibre à long terme entre leurs marchés souverains. Cette interdépendance constitue aussi une source de vulnérabilité pour leurs marchés financiers, en les exposant aux chocs externes. D'ailleurs, Bekaert et al. (2005)

et Goetzmann et al. (2005) ont démontré une causalité positive entre l'intégration des marchés et le niveau des corrélations entre eux. Ces forts liens fondamentaux peuvent être de canaux de propagation des chocs d'un marché à l'autre durant les périodes de crise. Par conséquent, les zones temporaires de forte cohérence, conjointement dans des bandes des hautes et basses fréquences durant la crise des subprimes, témoignent d'une transmission des chocs via les canaux fondamentaux. Nous rappelons que nous détectons l'augmentation significative des liens à long terme lors de la période de crise, par l'élargissement de la zone de forte cohérence, et/ou par l'éclaircissement de sa couleur par rapport à la période de pré-crise (fixée entre janvier 2003 et juillet 2007).

Ainsi, durant la crise des subprimes, l'augmentation significative des liens à court et long terme était palpable pour les 25 couples suivants : Grèce-Belgique, Grèce-France, Grèce-Italie, Grèce-Portugal, Grèce-Espagne, Irlande-Autriche, Irlande-Belgique, Irlande-Finlande, Irlande-France, Irlande-Italie, Irlande-Pays-Bas, Irlande-Espagne, Italie-Autriche, Italie-Belgique, Italie-Finlande, Italie-France, Italie-Portugal, Italie-Espagne, Portugal-Autriche, Portugal-Belgique, Portugal-France, Portugal-Pays-Bas, Portugal-Espagne, Espagne-Autriche et Espagne-Belgique. En même temps, la figure (A1) présente des zones de forte cohérence uniquement dans la bande des hautes fréquences pour les 10 paires restantes. Nous constatons en conséquence que les canaux fondamentaux (de la contagion pure) ont transmis les chocs de la crise des subprimes vers 71.43% (28.57%) des couples de marchés de notre échantillon.

Durant cette crise, nous observons également que la taille des zones de forte cohérence était plus grande en comparaison avec celle des îlots de forte cohérence lors des crises antérieures pour une bonne partie des paires de spreads. Ceci démontre l'importance de l'onde de choc créée par la crise des subprimes et l'intensité de ses effets de contagion. Nous pouvons, à titre d'exemple, constater que cet effet était très significatif pour les paires Grèce-Italie, Grèce-Portugal, Italie-Belgique, Italie-Pays-Bas, Italie-Portugal, Italie-Espagne, Portugal-Belgique, Portugal-France et Portugal-Pays-Bas. Nous remarquons aussi que toutes les paires de marchés étaient affectées par la contagion (pure ou fondamentale) dès le début de la première phase de la crise des subprimes, en août 2007, et que la faillite de *Lehman Brothers* n'a pas eu d'effet marquant sur la dynamique et l'intensité de la transmission des chocs. En effet, les zones de forte cohérence étaient généralement présentes d'une manière symétrique et équilibrée avant et après le 15 septembre 2008, hormis pour les couples Portugal-Irlande et Irlande-Finlande. Ce résultat diverge avec celui des spectres de puissance d'ondelettes. Nous constatons donc que

l'écroulement de *Lehman Brothers* a significativement augmenté la volatilité des marchés sans toutefois amplifier la contagion qui était intense depuis le début de la crise des subprimes.

Lors de cette crise, la direction des flèches indique, d'une manière générale, l'avance de l'Autriche par rapport à la Grèce, l'Irlande et le Portugal ; de la Belgique par rapport à la Grèce ; de la Finlande et la France par rapport à la Grèce et l'Italie ; et du Portugal par rapport à l'Irlande. Elle révèle aussi l'existence d'une relation bidirectionnelle pour les paires Grèce-Irlande, Grèce-Espagne, Italie-Grèce, Italie-Portugal, Irlande-Belgique, Irlande-France, Irlande-Italie et Irlande-Espagne. Finalement, une relation de phase a caractérisé tous les couples restants.

### **2.2.2 Analyse des cohérences d'ondelettes durant la crise de l'euro**

Durant la crise de l'euro, les graphiques des cohérences d'ondelettes de la figure (A1) affichent des grandes zones de forte cohérence dans des bandes des hautes et basses fréquences pour les 28 couples suivants : Grèce-Autriche, Grèce-Belgique, Grèce-France, Grèce-Italie, Grèce-Portugal, Grèce-Espagne, Irlande-Autriche, Irlande-Belgique, Irlande-Finlande, Irlande-France, Irlande-Italie, Irlande-Pays-Bas, Irlande-Espagne, Italie-Autriche, Italie-Belgique, Italie-Finlande, Italie-France, Italie-Portugal, Italie-Espagne, Portugal-Autriche, Portugal-Belgique, Portugal-Finlande, Portugal-France, Portugal-Pays-Bas, Portugal-Espagne, Espagne-Autriche, Espagne-Belgique et Espagne-France. Ce résultat empirique montre la présence de la contagion fondamentale pour ces 28 paires de marchés. En outre, la contagion pure, véhiculée par les canaux transitoires, a affecté les 7 couples restants, à savoir Grèce-Finlande, Grèce-Irlande, Grèce-Pays-Bas, Irlande-Portugal, Italie-Pays-Bas, Espagne-Finlande et Espagne-Pays-Bas. En effet, l'analyse de leurs cohérences d'ondelettes démontre une augmentation temporaire et significative de leurs co-mouvements uniquement à court terme, soit dans les bandes des hautes fréquences.

Tous ces résultats soulignent que 80% (20%) des paires de spreads étaient affectées par la contagion fondamentale (pure) de cette crise. En d'autres termes, les chocs de la crise de l'euro n'ont épargné aucun pays et se sont propagés, dans la plupart des cas, à travers les canaux commerciaux et financiers. Ces mêmes résultats montrent aussi que les Pays-Bas et, dans une moindre mesure, la Finlande étaient moins impactés par la contagion fondamentale parmi le groupe des pays du cœur de la zone euro. Par ailleurs, la présence des phénomènes de fuite vers les actifs de qualité « *flight-to-quality* » et de la contagion de type « *wake-up call* » a caractérisé la crise de l'euro. Cette forme de propagation montre que les investisseurs ont comparé la



qualité des fondamentaux macroéconomiques des pays de l'UEM et ont agi en conséquence, traduisant ainsi un faible engouement pour les actifs risqués. Un tel comportement pénalise les pays économiquement fragiles en augmentant leurs primes de risque souverain et profite, en même temps, aux pays disposant de fondamentaux macroéconomiques solides qui enregistrent une baisse de leurs spreads souverains. Nous constatons ce phénomène de « *flight-to-quality* » pour les couples Grèce-Pays-Bas, Portugal-France et Portugal-Pays-Bas dans une bande de fréquences allant de 128 à 256 jours entre la mi-2010 et la mi-2012. En même temps et pour la même bande fréquentielle, les couples Grèce-Portugal et Italie-Portugal étaient marqués par des co-mouvements significativement élevés et positifs, reflétant le phénomène de « *wake-up call* » contagion.

Les résultats évoqués ci-dessus divergent de ceux du chapitre 2 où nous avons noté l'insensibilité des marchés souverains de l'UEM à la crise grecque. Ils indiquent également que la contagion financière de la crise de l'euro explique, dans une certaine mesure, l'accroissement des spreads souverains des marchés analysés. Ceci consolide nos conclusions du chapitre 3. De plus, ces résultats corroborent les travaux de Gómez-Puig et al. (2014), Buchholz et Tonzer (2016) et Gomez-Puig et Sosvilla-Rivero (2016), parmi d'autres, qui ont prouvé l'existence d'un mix de contagion pure et fondamentale sur les marchés des dettes souveraines de l'UEM. Autrement dit, durant la crise de l'euro, à côté des liens commerciaux et financiers, le pessimisme des investisseurs a significativement affecté les co-mouvements entre les marchés souverains de l'UEM. Ce mélange de contagion pure et fondamentale semble être en accord avec le récit des partisans de l'hypothèse de fragilité de la zone euro, avancée par De Grauwe et Ji (2013) et confirmée ultérieurement par Saka et al. (2015), Stamatopoulos et al. (2017) et Vácha et al. (2019).

Ces conclusions soulignent aussi la pertinence des décisions prises par la BCE afin d'endiguer la contagion pure. En effet, la mise en œuvre du programme SMP le 10 mai 2010, l'introduction du programme LTRO « *the two 3-year longer-term refinancing operations* » le 08 décembre 2011 et l'annonce du programme OMT le 06 septembre 2012 (le rôle de prêteur en dernier ressort joué par la BCE) paraissent, *ex post*, des mesures appropriées pour répondre à la contagion pure. Le dernier mécanisme (programme OMT) permet, selon De Grauwe et Ji (2013), de s'attaquer aux attentes auto-réalisatrices des investisseurs qui ont mis les marchés souverains de l'UEM dans des situations de mauvais équilibres. Néanmoins, la figure (A1) montre que la BCE a pris du retard pour combattre la composante pure de la contagion de la crise de la dette souveraine. En effet, les co-mouvements à court terme pour chacune des 7

paires affectées par la contagion pure ont augmenté temporairement et significativement depuis le début de la première phase de la crise de l'euro (dès novembre 2009), alors que les premières politiques de liquidité agressives ont été mises en place à partir de mai 2010. En outre, l'existence de la contagion pure, même après l'annonce du programme OMT, reflète une persistance des sentiments négatifs des investisseurs internationaux. Ces derniers considèrent toujours l'UEM comme une zone monétaire vulnérable nécessitant, comme l'ont mentionné De Grauwe (2011), Bird et al. (2017b) et Stournaras (2019), parmi d'autres, une réparation des failles de sa structure institutionnelle.

L'occurrence de la contagion fondamentale/interdépendance sur les marchés souverains de l'UEM durant la crise de l'euro illustre les forts liens commerciaux et financiers entre ses membres. Ces liens permanents ont servi donc de canaux de transmission des chocs durant cet épisode de turbulences financières. Ceci explique la persistance de la contagion fondamentale jusqu'à la fin de notre période d'observation pour les paires de pays impactées par cette forme de propagation des chocs. Ainsi, nous approuvons de nouveau, et comme dans le chapitre précédent, les conclusions de Forbes (2012) indiquant l'impossibilité de l'arrêt total des effets de contagion pour des pays commercialement et financièrement intégrés.

Par ailleurs, une observation plus fine des paires de marchés composées par l'un des pays sources de contagion, d'une part, et l'un des pays du cœur de l'UEM, d'autre part, montre à travers la taille des zones de forte cohérence que l'Italie était, en moyenne, le foyer de transmission des chocs le plus significatif. Nous l'expliquons par l'importance du poids de son économie et de sa dette publique en zone euro. Selon l'OCDE, le PIB italien représentait 17.53% du PIB de l'UEM en 2009, quand la crise a éclaté. Il se situait à moins de 2% et 9% du poids, respectivement, du PIB français et allemand en zone euro (idem). En même temps, sa dette publique représentait 24.75% de la dette publique de la zone euro devançant l'Allemagne et la France (Eurostat). Ainsi, les chocs émanant du marché souverain italien et pesant sur la stabilité financière de l'UEM se sont transmis aux marchés des pays du cœur de la zone euro par le biais des canaux permanents et transitoires : d'un côté, cette propagation est faite via le canal commercial en comprimant les exportations de ces pays vers l'Italie, ce qui constitue un choc de demande extérieure significatif pour eux et/ou par le biais du canal financier, à travers l'exposition des banques européennes des pays du cœur de la zone euro à la dette italienne. D'ailleurs, les systèmes bancaires allemand et français, soit ceux des deux pays du cœur de l'UEM engagés dans la résolution de la crise de l'euro, étaient les plus exposés à la dette publique de l'Italie (Banque des Règlements Internationaux (BRI)). De l'autre, cette

transmission est faite via les canaux de la contagion pure comme le montre le graphique de la cohérence d'ondelettes de la paire Italie-Pays-Bas.

Durant la crise de l'euro, les résultats de la phase d'ondelettes (voir figure (A1)) témoignent de l'avance de : la Belgique par rapport à l'Espagne (à long terme l'Espagne est leader) ; la Finlande par rapport à l'Espagne et l'Irlande ; l'Irlande par rapport à la France (à long terme la France est leader), la Grèce (à long terme la Grèce est leader) et le Portugal (à long terme le Portugal est leader) ; et les Pays-Bas par rapport à l'Irlande, l'Italie et le Portugal. Les couples en phase sont les suivants : Italie-Autriche, Italie-Belgique (à long terme l'Italie est leader), Italie-Finlande, Italie-France, Italie-Grèce, Italie-Irlande (à long terme l'Italie est leader), Portugal-Belgique, Portugal-Espagne (à long terme l'Espagne est leader), Portugal-Finlande, Portugal-Grèce (à long terme la Grèce est légèrement leader) et Portugal-Italie (à long terme l'Italie est leader). Une relation bidirectionnelle décrit les paires Espagne-Autriche, Espagne-France, Espagne-Grèce, Espagne-Irlande (à long terme l'Espagne est leader), Espagne-Italie, Espagne-Pays-Bas, Grèce-Autriche, Grèce-Belgique (à long terme la Grèce est leader), Grèce-Finlande, Grèce-France, Grèce-Pays-Bas, Irlande-Autriche (à long terme l'Autriche est leader), Irlande-Belgique (à long terme la Belgique est leader), Portugal-Autriche (à long terme ils sont en phase) et Portugal-France (à long terme la France est légèrement leader).

En prenant en considération tous les résultats des cohérences d'ondelettes, nous notons la vulnérabilité des marchés souverains à 10 ans des principaux pays de l'UEM face aux chocs régionaux et mondiaux. En effet, toutes les crises analysées ont impacté tous les couples de marchés<sup>114</sup>, limitant l'efficacité de la diversification internationale des portefeuilles quand elle est surtout désirée. Toutefois, les épisodes et l'intensité de contagion ont varié en fonction des couples de marchés et du temps, corroborant nos résultats dans le chapitre précédent. Par exemple, en se basant sur la taille des zones de forte cohérence, les paires Espagne-Pays-Bas et Portugal-Belgique étaient plus affectées par la contagion de la crise des subprimes que par celle découlant de la crise l'euro. Le couple Espagne-Finlande était plus touché par les crises russe et brésilienne. La paire Grèce-Finlande a encaissé les chocs issus des différentes crises d'une manière équitable. Nous notons aussi que la contagion change d'une fréquence à l'autre pour un même couple, ce qui met en évidence la pertinence de notre méthodologie empirique comme outil d'analyse de la transmission des chocs. Cette instabilité des co-mouvements en fonction du temps, de la bande fréquentielle et des paires de marchés révèle la difficulté de l'exploitation

---

<sup>114</sup> (Hormis les crises mexicaine et asiatique qui ont épargné, respectivement, les paires Portugal-Finlande et Espagne-Grèce).

des gains de la diversification internationale. De plus, la phase d'ondelettes démontre le changement des rôles de leader et de suiveur dans l'espace temps-fréquence. Ces constats constituent, entre autres, une explication de la présence du biais domestique dans les portefeuilles internationaux et de l'expansion de la gestion passive comme style d'investissement. De nouveau, ceci est cohérent avec les résultats du chapitre précédent.

Par ailleurs, nos résultats montrent que la transmission des chocs des crises antérieures à celle des subprimes était véhiculée, dans la plupart des cas, par les canaux de la contagion pure. Durant ces périodes de turbulences financières, le comportement des investisseurs était donc guidé par la perte de confiance, la panique, l'effet moutonnier, la recherche de la liquidité, etc. Toutefois, les chocs de la crise des subprimes et de celle de l'euro se sont principalement propagés via les canaux fondamentaux, confirmant les travaux de Dewandaru et al. (2016) et Dewandaru et al. (2018).

### ***2.2.3 Comparaison entre les résultats des cohérences d'ondelettes et ceux du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1)-ADCC***

La comparaison entre les principaux résultats des cohérences d'ondelettes et ceux du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1)-ADCC du chapitre précédent montre l'existence de plusieurs points de divergence.

Dans le chapitre précédent, nous avons trouvé que lors de la crise des subprimes, 70% des couples de marchés étaient affectés par la contagion. En excluant les Pays-Bas comme ce qui était le cas dans le chapitre précédent, ce chiffre s'élève à 100% en se fondant sur la cohérence d'ondelettes. De plus, les conclusions du chapitre précédent indiquent que les paires composées par les pays périphériques de l'UEM (hormis l'Irlande) ont été épargnées par la contagion. Ce qui est en contradiction avec nos résultats de ce chapitre. Le même constat est observé pour les paires Grèce-Belgique et Italie-Belgique : alors que nous avons montré qu'elles n'ont pas subi la contagion de la crise des subprimes dans le chapitre précédent, nous remarquons la présence de grandes zones de forte cohérence à court et long terme pour ces deux couples durant cette crise. Par ailleurs, nous avons constaté, dans le chapitre précédent, que le couple Grèce-Autriche était le plus affecté par la contagion de la crise des subprimes. Toutefois, la taille des zones de forte cohérence laisse indiquer que l'intensité de contagion de cette crise était plus faible pour ce couple que pour d'autres paires comme Grèce-Italie et Portugal-Belgique. Finalement et comme indiqué précédemment, l'intensité de la contagion de la crise des

subprimes était importante dès le début de sa première phase, infirmant nos résultats du chapitre 3.

De même, nous relevons plusieurs points de désaccord entre ces deux approches durant la crise de l'euro. Dans ce chapitre, l'intensité de la contagion issue du marché italien paraît, en moyenne, la plus importante par rapport à celle qui découle des autres sources de crise. Ce constat diverge avec celui du chapitre précédent indiquant que l'Espagne était, en moyenne, le foyer de transmission des chocs le plus influent. En outre, nous remarquons que tous les marchés souverains des pays du cœur de l'UEM ont été affectés par la contagion de la crise de l'euro dès sa première phase dans ce chapitre. Ce résultat est en désaccord avec celui du chapitre précédent. Par ailleurs, la figure (A1) révèle que la Finlande a été impactée par les chocs de la crise de l'euro durant sa deuxième phase, réfutant nos résultats du chapitre précédent. De plus, nous avons trouvé que le marché finlandais était insensible aux turbulences grecques dans le chapitre précédent. Ce fait est rejeté en recourant à la cohérence d'ondelettes. Finalement, durant la crise grecque de l'été 2015, on constate que tous les marchés des pays du noyau de la zone euro étaient insensibles aux mauvaises informations helléniques en se basant sur les résultats du modèle ARMA(1,1)-APARCH(1,1)-ADCC. Ce constat est remis en cause à travers les graphiques de cohérence d'ondelettes qui montrent que ces marchés étaient affectés par les chocs liés au troisième épisode de la crise grecque.

### **2.3 Analyse de la contagion brutale à travers la corrélation d'ondelettes**

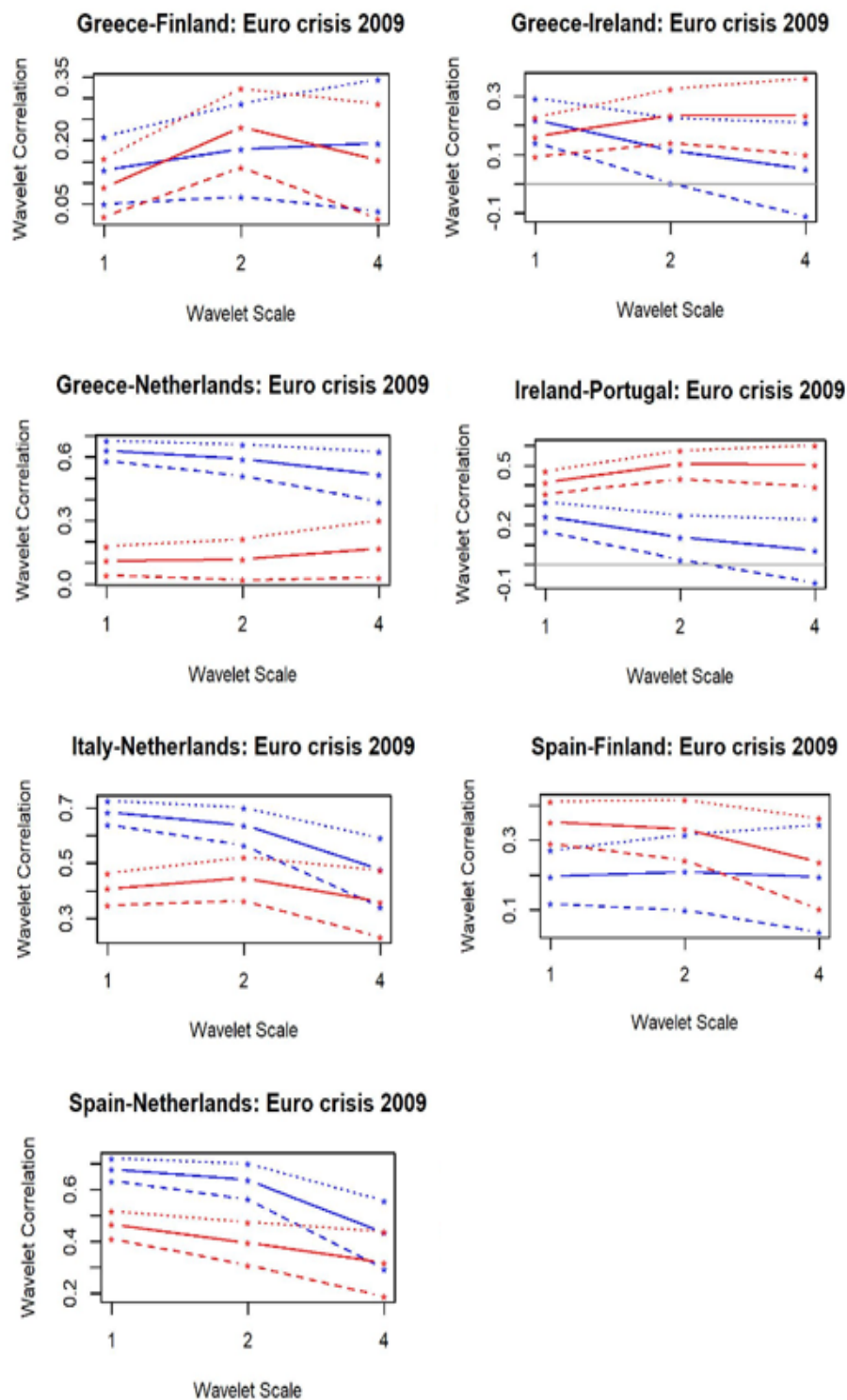
Dans cette dernière sous-section, nous examinons l'occurrence de la contagion brutale/brusque durant la crise de l'euro. Selon Dewandaru et al. (2016), ce phénomène est considéré comme la contagion pure à très court terme. D'ailleurs, les travaux de Baig et Goldfajn (1999) et Ait-Sahalia et al. (2015) montrent que la contagion brusque est un phénomène très rapide qui a tendance à disparaître dans un délai ne dépassant pas une semaine. C'est dans cet esprit que Dewandaru et al. (2015), Dewandaru et al. (2016) et Dewandaru et al. (2018) ont analysé cette forme de contagion pure sur plusieurs marchés boursiers asiatiques et européens. Ils ont conclu que la contagion brutale est un phénomène rare durant les crises analysées.

Ainsi, nous appliquons leur approche dans le contexte de la crise de l'euro pour les couples de marchés souverains impactés par la contagion pure. Ce travail empirique complète celui de la cohérence d'ondelettes, dans le sens où il s'intéresse à l'analyse d'une composante de la contagion pure. De plus, il apporte des informations pertinentes pour les décideurs politiques ainsi que pour les acteurs de marché adoptant un horizon d'investissement à très court terme.

A cette fin, nous sélectionnons les sept paires de marchés affectées par la contagion pure en se basant sur les résultats des cohérences d'ondelettes. Ces paires sont les suivantes : Grèce-Finlande, Grèce-Irlande, Grèce-Pays-Bas, Irlande-Portugal, Italie-Pays-Bas, Espagne-Finlande et Espagne-Pays-Bas. Nous choisissons une période d'observation qui s'étend du 01 janvier 2003 au 31 décembre 2015, comme pour les cas des deux chapitres précédents. En outre, dans la mesure où la contagion brutale ne dépasse pas une période de sept jours et que les données sont de fréquences journalières, nous considérons que les trois premières bandes des hautes fréquences sont suffisantes pour étudier ce phénomène. En effet, ces trois bandes D1, D2 et D3 sont associées, respectivement, à des changements de 1 à 2 jours, de 2 à 4 jours et de 4 à 8 jours.

Ainsi, cette décomposition des séries en bandes de fréquences est réalisée via la variante MODWT de la transformée en ondelettes discrète. Pour chacune des trois bandes, nous estimons les coefficients de corrélation d'ondelettes des sept paires durant les périodes d'accalmie et de crise. Ces périodes sont déterminées sur la base de l'approche économique, comme pour le cas du deuxième chapitre. Ainsi, les périodes de stabilité et de crise de l'euro s'étalent, respectivement, du 01 janvier 2003 au 31 juillet 2007 et du 05 novembre 2009 au 31 décembre 2015.

La figure (2) présente les estimations des corrélations d'ondelettes pour chaque couple et chaque bande durant les périodes d'accalmie et de crise. Nous observons que les coefficients de corrélation d'ondelettes sont positifs et qu'ils varient d'une bande à une autre, indépendamment de l'état de la conjoncture économique. Ce premier résultat montre de nouveau la pertinence de la transformée en ondelettes, permettant de cerner les changements de corrélation en fonction du temps et de la bande de fréquences. En moyenne, et parmi toutes les paires de marchés analysées, le couple Italie-Pays-Bas (Irlande-Portugal) a enregistré les valeurs de corrélation d'ondelettes les plus élevées sur les trois bandes durant la période d'accalmie (de crise). Ceci révèle une forte interdépendance entre les marchés italien et néerlandais (irlandais et portugais) pour un horizon d'investissement ne dépassant pas les 8 jours durant la période de stabilité (de crise). En revanche, la paire Grèce-Finlande a présenté les coefficients de corrélation les plus faibles sur toutes les bandes en périodes d'accalmie et de crise. Leurs valeurs ont évolué dans une fourchette allant de 0.05 à 0.25.



**Figure (2).** Coefficients de corrélation d'ondelettes durant les périodes d'accalmie (ligne bleue) et de crise (ligne rouge).

*Notes :* Les lignes pointillées constituent les bornes supérieure et inférieure de l'intervalle de confiance approximatif de 95% robuste à la non-gaussianité.

Afin de mieux exploiter les graphiques de la figure (2), nous avons dressé le tableau (1) ci-dessous. Celui-ci résume l'évolution des corrélations d'ondelettes par paire et par bande de fréquences.

**Tableau (1).** Evolution des corrélations d'ondelettes

Paire	Bandes de fréquences		
	D1	D2	D3
Grèce-Finlande	B	A	B
Grèce-Irlande	B	A	A
Grèce-Pays-Bas	<b>B</b>	<b>B</b>	<b>B</b>
Irlande-Portugal	A	A	A
Italie-Pays-Bas	<b>B</b>	<b>B</b>	B
Espagne-Finlande	A	A	A
Espagne-Pays-Bas	<b>B</b>	<b>B</b>	B

Notes : A et B désignent, respectivement, une augmentation et une baisse de la corrélation d'ondelettes.

Une lettre en gras indique un changement statistiquement significatif des corrélations.

Ce tableau indique que la contagion brusque est un phénomène rare durant la crise de l'euro. En effet, sur les 21 cas de test de significativité du changement des corrélations d'ondelettes, nous détectons seulement 4 épisodes contagieux, soit un taux de contagiosité brusque de 19.05%. De plus, uniquement 2 paires de marchés parmi les sept ont été affectées par ce phénomène. Ainsi, il s'avère à travers la rareté de la contagion brusque que la contagion pure est un phénomène tardif plutôt qu'immédiat sur les principaux marchés souverains de l'UEM. Ce résultat peut s'expliquer par l'importance des coûts de transaction pour les investisseurs cherchant à déplacer immédiatement leurs fonds hors zone euro. Ce constat est en phase avec les travaux de Dewandaru et al. (2016). Ces auteurs ont avancé le même résultat pour un panel de marchés boursiers de l'UEM durant les crises antérieures à celle de l'euro. Notre résultat peut s'expliquer également par d'autres formes de frictions telles que les taxes ou les obstacles juridiques. En outre, il révèle une faible intégration à très court terme de ces sept paires de marchés souverains de l'UEM. D'ailleurs, leurs graphiques de cohérence d'ondelettes (voir la figure (A1)) sont caractérisés par des zones de faible cohérence dans les bandes de très hautes fréquences (inférieures à 8 jours). Cette faible intégration à très court terme ralentit la vitesse de propagation des chocs pour ces paires de marchés.

Nous constatons aussi que les épisodes de contagion brusque varient en fonction des paires de marchés. Alors que la paire Irlande-Portugal y était touchée sur les trois bandes D1, D2, et D3, le graphique de la paire Espagne-Finlande indique une seule augmentation significative de sa corrélation d'ondelettes sur la bande D1. De plus, pour toutes les paires analysées, nous observons sur chacune des bandes D2 et D3 un seul cas de contagion brusque. En revanche, sur la bande D1, associée à des évolutions des spreads souverains de 1 à 2 jours, nous constatons



l'occurrence de deux cas de contagion brutale. Ces résultats confirment ceux de Gallegati (2012), Dewandaru et al. (2015), Dewandaru et al. (2016), Albuлесcu et al. (2017) et Dewandaru et al. (2018) qui ont montré la variation de la contagion brusque en fonction de la bande de fréquences.

En outre, le tableau (1) montre que les marchés souverains des pays du cœur de la zone euro ont bien résisté à la contagion brusque. En effet, on note un seul épisode de contagion brutale, issue du marché espagnol, qui a touché la dette finlandaise sur la bande D1. Par conséquent, la dette souveraine néerlandaise était la plus résiliente à la contagion brusque. En effet, les graphiques des corrélations d'ondelettes pour les paires Espagne-Pays-Bas, Grèce-Pays-Bas et Italie-Pays-Bas ne montrent aucun épisode de contagion brusque sur toutes les bandes D1, D2 et D3. On constate même le découplage du marché néerlandais avec ces trois marchés sur toutes ces bandes, avec une baisse significative des corrélations sur les deux premières bandes. En revanche, la paire Irlande-Portugal était la plus affectée par la contagion brutale. Pour ce couple, ce phénomène était observable sur toutes les trois bandes. Vu que cette paire est composée par deux marchés sources de contagion, nous utilisons le test de causalité non linéaire de Diks et Panchenko (2006) afin de déterminer le sens de propagation des chocs au niveau de chaque bande marquée par la contagion brusque.

Les résultats de ce test sont reportés dans le tableau (2). Pour la bande D3, nous constatons une causalité bidirectionnelle entre l'Irlande et le Portugal. Ainsi, pour les évolutions de 4 à 8 jours, le test montre que chaque marché a affecté l'autre par ses propres chocs. Ce résultat indique aussi que les spreads irlandais et portugais fournissent des informations importantes les uns sur les autres afin de déterminer leurs valeurs futures pour les fluctuations de 4 à 8 jours. Par ailleurs, nous notons l'absence de relation de causalité non linéaire au sens de Granger entre ces deux marchés sur les bandes D1 et D2. Ainsi, il s'avère que les chocs des spreads irlandais n'ont pas eu d'impact sur les spreads portugais et vice-versa jusqu'à un horizon de 4 jours. Par conséquent, l'augmentation significative des corrélations d'ondelettes sur les bandes D1 et D2 provient d'autres chocs. Nous retenons donc que, parmi les PIIGS, les marchés espagnol, irlandais et portugais étaient les principaux transmetteurs des chocs durant les rares cas enregistrés de contagion brusque.

**Tableau (2).** Test de causalité non linéaire par bande de fréquences

Bandes de fréquences	Résultat	Hypothèse nulle	
		Le Portugal ne cause pas l'Irlande	L'Irlande ne cause pas le Portugal
		p-value	p-value
<b>D1</b>	Irlande Portugal	0.9163	1
<b>D2</b>	Irlande Portugal	0.9858	0.9999
<b>D3</b>	Irlande ↔ Portugal	<b>3.0297e-007</b>	<b>0.0091</b>

Nous concluons que cette rareté de la contagion brusque entre les marchés des dettes souveraines de l'UEM est synonyme d'opportunité de diversification des portefeuilles pour un horizon d'investissement ne dépassant pas les huit jours. Nous justifions cette rareté par la présence de sources de frictions qui freinent la propagation des chocs à très court terme. Cette absence d'une forme d'intégration à très court terme des marchés laisse quelques jours aux décideurs politiques européens pour la mise en place des mesures adéquates face au risque de contagion pure.

## *Conclusion*

Dans ce chapitre, nous avons présenté une étude empirique portant principalement sur la nature de la contagion de la crise de l'euro sur dix marchés des dettes souverains à 10 ans de l'UEM. A cette fin, nous avons utilisé la cohérence d'ondelettes (la transformée en ondelettes continue) du 04 mai 1994 au 31 décembre 2015, couvrant ainsi d'autres épisodes de crise. Sur la base des résultats trouvés, nous avons appliqué la corrélation d'ondelettes (la transformée en ondelettes discrète) pour tester l'hypothèse de contagion brusque de la crise de l'euro pour chaque paire de marchés affectée par la contagion pure. Le sens de la transmission des chocs à très court terme de la crise de l'euro pour les paires composées par les PIIGS et affectées par la contagion brusque est aussi testé et analysé. Pour ce faire, nous avons appliqué le test de causalité non linéaire au sens de Granger de Diks et Panchenko (2006).

Ce travail apporte plusieurs contributions à la littérature financière. Premièrement, et à notre connaissance, l'étude de la contagion des crises antérieures à celle des subprimes sur les marchés souverains de l'UEM n'a pas été réalisée en utilisant la cohérence d'ondelettes.

Deuxièmement, l'analyse de la contagion des crises des subprimes et de l'euro sur la base de cette méthodologie n'a pas été appliquée sur les séries des spreads souverains des pays de l'UEM, ce qui constitue un apport empirique à la littérature.

Troisièmement, et à notre connaissance, l'examen de la contagion brusque de la crise de l'euro sur les marchés souverains de l'UEM n'a fait l'objet d'aucun travail empirique. Il en résulte que l'étude du sens de la transmission des chocs dans le cadre de la contagion brusque, à travers le test de Diks et Panchenko (2006), constitue une autre contribution de ce chapitre.

Nos résultats montrent la vulnérabilité des dix marchés souverains analysés face aux chocs mondiaux et régionaux. En effet, toutes les crises ont affecté tous les couples de marchés, à l'exception des crises mexicaine et asiatique qui ont épargné, respectivement, les paires Portugal-Finlande et Espagne-Grèce. Nous constatons que les chocs des crises antérieures à celle des subprimes se sont propagés dans la majorité des cas via les canaux de la contagion pure, et donc à cause des sentiments de panique des intervenants sur les marchés financiers. Cependant, les canaux fondamentaux ont, principalement, transmis les chocs de la crise des subprimes et celle de l'euro aux marchés analysés, traduisant un renforcement des liens commerciaux et financiers entre les membres de l'UEM depuis sa création. Par conséquent, cette contagion fondamentale et pure durant la crise de l'euro semble être cohérente avec le

récit des partisans de l'hypothèse de fragilité de l'UEM, avancée par De Grauwe et Ji (2013), qu'avec le récit des 'fondamentalistes'. Par ailleurs, la présence de la contagion pure durant la crise de l'euro montre la pertinence des mesures appliquées par la BCE pour lutter contre cette forme de transmission des chocs. Toutefois, les résultats de la cohérence d'ondelettes indiquent que ces mesures étaient prises tardivement et qu'elles n'ont pas mis fin totalement aux effets adverses de la contagion pure. Ce constat traduit la persistance des sentiments de méfiance et de pessimisme des investisseurs, qui ont conduit quelques marchés dans des situations de mauvais équilibres jusqu'à la fin de notre période d'observation.

En outre, la phase d'ondelettes démontre le changement de la relation d'avance/de retard pour chaque paire de marchés en fonction du temps et de la fréquence. Cela souligne l'importance de la décomposition en ondelettes dans l'analyse de la dynamique des relations entre les marchés. Par ailleurs, les résultats de la corrélation d'ondelettes soulignent la rareté de la contagion brusque sur les marchés souverains de l'UEM. Ceci, révèle la lenteur de la propagation des chocs à très court terme dans le cadre de la contagion pure de la crise de l'euro. Finalement, nous notons que les marchés espagnol, irlandais et portugais étaient les principaux véhicules de transmission des chocs lors des épisodes de la contagion brusque.

Toutes ces conclusions fournissent des informations pertinentes aux décideurs politiques, banquiers centraux et investisseurs à propos de la dynamique des co-mouvements des principaux marchés souverains de l'UEM. Pour les investisseurs, notre étude souligne l'existence des gains de la diversification à court terme sur ces marchés, hormis les périodes de turbulences financières. Pour les décideurs politiques et les banquiers centraux, les résultats montrent une intégration « fracturée » des marchés souverains de l'UEM. Ainsi, à long terme, celle-ci est très importante grâce à l'interdépendance. En revanche, à court terme, elle est faible hormis les périodes de crise. Cette faiblesse peut s'expliquer par l'existence des frictions, telles que les coûts de transaction, les taxes et les obstacles juridiques.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

Dans un contexte de mondialisation, le paysage économique et financier a assisté à un renforcement de l'interconnexion des marchés financiers. Cette intégration parfaite pour certains marchés ou même partielle pour d'autres a contribué à la transmission des chocs entre ceux-ci par le biais de plusieurs canaux. Cette propagation remet en cause les gains potentiels espérés de la diversification internationale des portefeuilles. Ainsi, les effets des crises justifient, en partie, la préférence pour les actifs domestiques et l'essor de la gestion passive.

Tout au long de notre thèse, nous avons essayé de cerner ce phénomène de contagion financière durant plusieurs crises et principalement lors de la crise de l'euro.

Dans le premier chapitre, l'analyse des travaux théoriques et empiriques montre l'existence de plusieurs définitions d'effet de contagion ainsi que divers modèles économétriques permettant d'étudier ce phénomène. De plus, la littérature présentée dans le premier chapitre classe la contagion et ses canaux dans deux catégories, à savoir la contagion fondamentale ou interdépendance et la contagion pure. Il en ressort que les résultats des travaux empiriques antérieurs, portant sur la propagation d'une même crise, divergent selon la définition attribuée à la contagion, la fréquence des données, la longueur des périodes d'accalmie et de crise, la méthodologie économétrique, etc. Cette hétérogénéité des résultats et des modèles ne doit pas constituer un frein à l'étude de la contagion financière mais permet de pousser la réflexion sur ce phénomène. En effet, son analyse demeure toujours une question ouverte et d'actualité afin d'atténuer son risque et ses effets sur les plans économique, financier et social.

Dans le deuxième chapitre, nous avons étudié la contagion de la crise des subprimes et principalement celle de la dette grecque sur les marchés souverains à 10 ans de dix pays de l'UEM. Pour atteindre notre objectif, nous avons estimé le modèle GARCH-DCC pour une période allant du 01 janvier 2003 jusqu'au 31 décembre 2015. Ces estimations nous ont permis de calculer et représenter ensuite les bornes supérieures et inférieures des intervalles de confiance des corrélations conditionnelles dynamiques entre les spreads souverains à 10 ans. Ceci constitue une contribution majeure de notre travail permettant de tester l'effet de contagion en se basant directement sur les graphiques des corrélations conditionnelles dynamiques. Dans la mesure où la contagion financière peut avoir une durée inférieure à une semaine comme évoqué par Baig et Goldfajn (1999) et Ait-Sahalia et al. (2015), cette contribution permet aussi de capter les épisodes contagieux de courte durée.

Nos résultats montrent l'affectation de la majorité des couples de marchés souverains de notre échantillon par la crise des subprimes. Durant cette crise, les graphiques des corrélations conditionnelles dynamiques indiquent une augmentation significative des co-mouvements pour les paires Grèce-Belgique, Grèce-Finlande, Grèce-Espagne, Grèce-France et Grèce-Pays-Bas. Cette propagation de la crise des subprimes est détectée pour tous ces couples, dès sa première phase, bien avant la faillite de *Lehman Brothers*. Ce résultat révèle la forte intégration de ces marchés et la puissance des chocs induits par cette crise. On note également l'absence de la transmission des chocs de la crise grecque sur tous les marchés analysés, malgré que le titre souverain grec a constitué un facteur régional pour une grande partie des marchés de notre échantillon. Un tel résultat souligne soit l'insensibilité des investisseurs aux mauvaises informations provenant de l'économie hellénique, soit l'efficacité des mesures prises par la troïka et les gouvernements des pays de l'UEM dans la gestion de la contagion de cette crise.

L'application de cette approche aux indices sectoriels domestiques et/ou régionaux, dans le cadre de la crise grecque ou d'autres crises, demeure une future piste de recherche.

Dans le troisième chapitre, nous avons analysé la dynamique de la contagion de la crise des subprimes et notamment celle de l'euro entre les principaux marchés des dettes souveraines de l'UEM. Cette étude a porté sur les mêmes séries des spreads souverains à 10 ans et la même période d'observation que celles du deuxième chapitre. Nous avons utilisé le modèle APARCH-ADCC et celui de la régression dynamique Markov Switching. En outre, nous avons examiné l'impact de ces deux crises sur chaque marché en se basant sur deux indicateurs, à savoir la synchronisation et l'intensité de la crise. L'utilisation de ces deux indicateurs pour évaluer le degré d'homogénéité/hétérogénéité du comportement des marchés des dettes souveraines de l'UEM face aux chocs relatifs à ces deux crises constitue une nouvelle contribution. De plus, à notre connaissance, cette méthodologie (le modèle APARCH-ADCC et celui de la régression dynamique Markov Switching) n'a pas été appliquée sur les séries de spreads souverains à 10 ans des principaux pays de l'UEM pour analyser la dynamique de la contagion de ces deux crises.

Les résultats relatifs à ces méthodologies empiriques prouvent la variation des épisodes de contagion et de leur intensité dans le temps et en fonction des paires de marchés. Nous observons aussi l'hétérogénéité du comportement des marchés durant les périodes de la crise des subprimes et celle de l'euro. Concernant la crise des subprimes, les résultats indiquent que l'intensité de la contagion était, en moyenne, plus forte durant sa deuxième phase et que les couples composés par les pays périphériques de la zone euro, hormis l'Irlande, ont été épargnés

par sa propagation. On note également l'affectation de tous les marchés par la crise de l'euro ainsi que l'efficacité des mesures prises par la troïka et les gouvernements des pays de l'UEM dans l'atténuation de ses effets adverses. Nous constatons aussi que l'Espagne, l'Italie et le Portugal étaient, outre la Grèce, des véhicules de transmission des chocs de la crise de l'euro dès sa première phase et que les pays du cœur de la zone euro ont mieux absorbé et amorti les chocs de cette crise.

L'application de cette méthodologie aux indices boursiers des pays développés et émergents, aux indices pétroliers et des énergies renouvelables, aux spreads des CDS souverains et aux cours de change, dans le cadre de la crise de la Covid-19, est une piste de recherche en cours de réalisation. De même, l'estimation du coût de la dette à travers un modèle d'évaluation des actifs financiers à l'international intégrant un risque de défaut relatif à la contagion constitue une piste de modélisation ambitieuse dans le futur.

Le quatrième et dernier chapitre de cette thèse a étudié la nature des canaux de transmission de plusieurs crises (dès la crise mexicaine de 1994) et principalement celle de l'euro. Pour ce faire, nous avons utilisé la cohérence d'ondelettes comme méthode empirique. A notre connaissance, l'utilisation de cette technique appliquée aux séries des spreads souverains à 10 ans de dix pays de l'UEM est une première dans la littérature. La période d'observation retenue s'étale du 04 mai 1994 au 31 décembre 2015. En outre, nous avons testé l'hypothèse d'occurrence de la contagion brusque en se fondant sur la corrélation d'ondelettes, ce qui constitue une autre contribution de ce chapitre. Finalement, nous avons déterminé le sens de transmission de la contagion brusque pour les couples de marchés composés par les maillons faibles de l'UEM et qui ont été impactés par ce phénomène. Pour y parvenir, nous nous sommes basés sur le test de causalité non linéaire de Diks et Panchenko (2006).

Les résultats de ce dernier chapitre soulignent l'occurrence de la contagion durant toutes les périodes de crise analysées et pour tous les couples de marchés de notre échantillon, à l'exception des couples Portugal-Finlande et Espagne-Grèce qui ont été épargnées, respectivement, par les crises mexicaine et asiatique. Dans la plupart des cas des épisodes contagieux précédant la crise financière de 2007-2008, nous notons une transmission des chocs à travers les canaux de la contagion pure. En revanche, les crises des subprimes et de l'euro se sont propagées aux marchés de notre échantillon, principalement, via les canaux de la contagion fondamentale. Cette contagion fondamentale et pure durant la crise de l'euro semble être en phase avec le courant de l'hypothèse de fragilité de l'UEM, portée par De Grauwe et Ji (2013). Ainsi, la présence de la contagion pure souligne la pertinence des mesures prises par la BCE

dans la lutte contre cette forme de contagion. Par ailleurs, nous remarquons la rareté des épisodes de contagion brusque. Enfin, les résultats de la corrélation d'ondelettes et ceux du test de causalité non linéaire au sens de Granger de Diks et Panchenko (2006) montrent que les marchés espagnol, irlandais et portugais sont les principaux vecteurs de la contagion brusque.

L'estimation des gains de la diversification internationale sur la base d'un modèle d'évaluation des actifs financiers à l'international pour les couples de marchés non affectés par la contagion brusque demeure une future piste de recherche à exploiter.



# ANNEXES

**Tableau (A1).** Tests de changement de la dynamique des ADCC durant les épisodes de crise

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
<b>Panel A : Grèce comme pays « i »</b>			
<b>Grèce-Autriche</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	-0.0855***	-0.0161***
	$D_2$	<b>0.2058***</b>	-0.0165***
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	<b>0.1155***</b>	-0.0168***
	$D_4$	<b>0.2382***</b>	-0.0159***
	$D_5$	<b>0.1505***</b>	-0.0177***
	$D_6$	<b>0.0981***</b>	-0.0155***
	$D_7$	<b>0.1725***</b>	-0.0170***
	$D_8$	-0.0641***	-0.0118***
	$D_9$	<b>0.0802***</b>	-0.0167***
	$D_{10}$	0.0346	-0.0170***
	<i>Cst</i>	0.2409***	0.0167***
	<i>AR(1)</i>	0.4835***	
	<i>MA(1)</i>	0.2944***	
	$\alpha$		0.0468
	$\beta$		0.5112***
	$\gamma$		0.0759
	$\delta$		1.4582***
<b>Grèce-Belgique</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	0.1220	-0.0096
	$D_2$	<b>0.2502***</b>	-0.0168
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	<b>0.1300***</b>	-0.0098
	$D_4$	-0.1087	-0.0106
	$D_5$	-0.0425	-0.0117
	$D_6$	-0.1080***	-0.0139
	<i>Cst</i>	0.3971***	0.0167
	<i>AR(1)</i>	0.0164	
	<i>MA(1)</i>	0.0154	
	$\alpha$		0.1153***
	$\beta$		0.5724***
	$\gamma$		0.0110
	$\delta$		1.7794***
<b>Grèce-Finlande</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	<b>0.0005***</b>	-0.0004
	$D_2$	<b>0.0809***</b>	-0.0074
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	-0.0004***	0.0005
	$D_4$	<b>0.0026***</b>	-0.0047
	$D_5$	-0.0078***	0.0032
	<i>Cst</i>	0.1874***	0.0069
	<i>AR(1)</i>	0.9951***	
	<i>MA(1)</i>	0.0031***	
	$\alpha$		0.1893***
	$\beta$		0.4283***
	$\gamma$		0.0570
	$\delta$		1.0689***
<b>Grèce-France</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	<b>0.0009***</b>	-0.0252
	$D_2$	<b>0.0003***</b>	-0.0071
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	0.0016	-0.0172***
	$D_4$	-0.0009***	-0.0215**
	$D_5$	-0.0190***	-0.0162***
	$D_6$	<b>0.0325***</b>	-0.0223***
	$D_7$	-0.0987***	-0.0001
	<i>Cst</i>	0.3579***	0.0238**
	<i>AR(1)</i>	0.9959***	
	<i>MA(1)</i>	0.0042***	
	$\alpha$		0.4349***
	$\beta$		0.5108***
	$\gamma$		0.2316**
	$\delta$		0.6408***
<b>Grèce-Irlande</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	<b>0.0018***</b>	-0.0188
	$D_2$	<b>0.0002***</b>	-0.0095
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	<b>0.0009***</b>	0.0009
	$D_4$	-0.0122***	-0.0009

\*\*\*, \*\*, \* indiquent une signification statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

Phase 1 Phase 2 Phase 3

**Tableau (A1). Suite**

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
	<i>Cst</i>	0.3679***	0.0189
	<i>AR(1)</i>	0.9957***	
	<i>MA(1)</i>	0.0001	
	$\alpha$		0.3356***
	$\beta$		0.3771***
	$\gamma$		0.1915
	$\delta$		0.8156***
<b>Grèce-Italie</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	<i>D</i> <sub>1</sub>	-0.0082***	-0.0093
	<i>D</i> <sub>2</sub>	-0.0731***	0.0025
	<i>D</i> <sub>3</sub>	-0.0172**	-0.0107
	<i>Cst</i>	0.4612***	0.0165
	<i>AR(1)</i>	0.9959***	
	<i>MA(1)</i>	0.0001***	
	$\alpha$		0.4648***
	$\beta$		0.0966
	$\gamma$		0.1639
	$\delta$		0.9194***
<b>Grèce-Portugal</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	<i>D</i> <sub>1</sub>	<b>0.0191***</b>	-0.0023
	<i>D</i> <sub>2</sub>	-0.0079**	0.0017
	<i>D</i> <sub>3</sub>	-0.1415***	-0.0016
	<i>D</i> <sub>4</sub>	-0.0028**	-0.0053
	<i>D</i> <sub>5</sub>	<b>0.0036***</b>	-0.0017
	<i>Cst</i>	0.5117***	0.0172
	<i>AR(1)</i>	0.9970***	
	<i>MA(1)</i>	0.0041***	
	$\alpha$		0.1899***
	$\beta$		0.3042**
	$\gamma$		0.3765*
	$\delta$		0.8443***
<b>Grèce-Espagne</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	<i>D</i> <sub>1</sub>	<b>0.0224***</b>	-0.0018
	<i>D</i> <sub>2</sub>	<b>0.0001**</b>	0.0001
	<i>D</i> <sub>3</sub>	-0.1102***	0.0016
	<i>D</i> <sub>4</sub>	0.0001	-0.0057
	<i>D</i> <sub>5</sub>	-0.0024***	-0.0005
	<i>D</i> <sub>6</sub>	<b>0.1055***</b>	-0.0118
	<i>Cst</i>	0.5581***	0.0135
	<i>AR(1)</i>	0.9956***	
	<i>MA(1)</i>	0.0034***	
	$\alpha$		0.3677***
	$\beta$		0.4631***
	$\gamma$		0.5157***
	$\delta$		0.8009***
<b>Panel B. Portugal comme pays « i »</b>			
<b>Portugal-Autriche</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	<i>D</i> <sub>1</sub>	-0.0705***	-0.0191*
	<i>D</i> <sub>2</sub>	<b>0.1393***</b>	-0.0215*
	<i>D</i> <sub>3</sub>	<b>0.0513***</b>	-0.0215*
<i>Crise de l'euro</i>	<i>D</i> <sub>4</sub>	<b>0.0719***</b>	-0.0178**
	<i>D</i> <sub>5</sub>	<b>0.2126**</b>	-0.0233*
	<i>D</i> <sub>6</sub>	0.0309	-0.0176**
	<i>D</i> <sub>7</sub>	<b>0.0601*</b>	-0.0217*
	<i>D</i> <sub>8</sub>	-0.1229***	-0.0160**
	<i>D</i> <sub>9</sub>	<b>0.1134***</b>	-0.0213*
	<i>D</i> <sub>10</sub>	-0.0654***	-0.0219*
	<i>Cst</i>	0.3204***	0.0213*
	<i>AR(1)</i>	0.2775	
	<i>MA(1)</i>	0.1442	
	$\alpha$		0.1224***
	$\beta$		0.5342***
	$\gamma$		0.0973
	$\delta$		1.5373***

\*\*\*, \*\*, \* indiquent une significativité statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

Phase 1 Phase 2 Phase 3

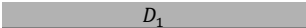
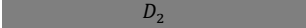
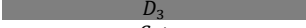
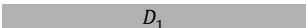
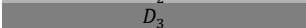
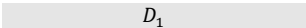
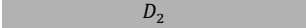

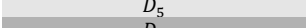
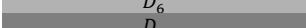
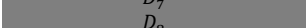
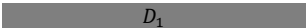
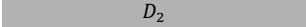
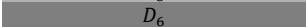
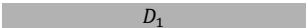
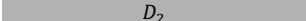
**Tableau (A1). Suite**

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
<b>Portugal-Belgique</b> <i>Crise des subprimes</i> <i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	<b>0.0377***</b>	-0.0085**
	$D_2$	<b>0.1178***</b>	-0.0116**
	$D_3$	-0.0029***	-0.0015
	$D_4$	-0.0729***	-0.0114**
	$D_5$	<b>0.0028***</b>	0.0029
	$D_6$	-0.0443***	0.0015
	$Cst$	0.5308***	0.0114**
	$AR(1)$	0.9952***	
	$MA(1)$	0.0073***	
	$\alpha$		0.2802***
	$\beta$		0.5187***
	$\gamma$		0.3420**
	$\delta$		0.8445***
<b>Portugal-Finlande</b> <i>Crise des subprimes</i>  <i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	<b>0.0236***</b>	0.0021
	$D_2$	<b>0.0104***</b>	-0.0096
	$D_3$	-0.0778***	0.0008
	$D_4$	-0.0247***	-0.0097
	$D_5$	<b>0.0045***</b>	-0.0015
	$Cst$	0.2623***	0.0093
	$AR(1)$	0.9949***	
	$MA(1)$	0.0163***	
	$\alpha$		0.1691***
	$\beta$		0.4612***
	$\gamma$		-0.0937
	$\delta$		0.9743***
	<b>Portugal-France</b> <i>Crise des subprimes</i>  <i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	<b>0.0001***</b>
$D_2$		<b>0.0025***</b>	-0.0047
$D_3$		0.0011	-0.0029
$D_4$		<b>0.1955***</b>	-0.0212***
$D_5$		-0.0019***	-0.0036
$D_6$		0.0003	-0.0007
$D_7$		-0.0764***	0.0034*
$Cst$		0.4597***	0.0208***
$AR(1)$		0.9954***	
$MA(1)$		0.0114***	
$\alpha$			0.1919***
$\beta$			0.7379***
$\gamma$			0.7971***
$\delta$		0.5101***	
<b>Portugal-Grèce</b> <i>Crise des subprimes</i> <i>Crise de l'euro</i>	-		
	$D_1$	<b>0.0190**</b>	-0.0032
	$D_2$	-0.0595***	-0.0156
	$D_3$	<b>0.0076***</b>	-0.0163
	$D_4$	0.0012	-0.0050
	$D_5$	0.0022	-0.0028
	$D_6$	-0.1705***	-0.0044
	$D_7$	-0.2705***	-0.0066
	$D_8$	-0.2510***	0.0004
	$D_9$	<b>0.0579***</b>	0.0096
	$D_{10}$	0.0038	0.0042
	$D_{11}$	0.0029	-0.0092
	$D_{12}$	<b>0.0926***</b>	-0.0067
$Cst$	0.5088***	0.0170	
$AR(1)$	0.9972***		
$MA(1)$	0.0035***		
$\alpha$		0.1924***	
$\beta$		0.5301***	
$\gamma$		0.3146*	
$\delta$		0.7529***	
<b>Portugal-Irlande</b> <i>Crise des subprimes</i> <i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	<b>0.0003***</b>	-0.0227
	$D_2$	-0.0009***	-0.0107
	$D_3$	<b>0.1346***</b>	-0.0017
	$D_4$	-0.0032***	0.0008
	$Cst$	0.4445***	0.0229




\*\*\*, \*\*, \* indiquent une significativité statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

Phase 1 Phase 2 Phase 3

**Tableau (A1). Suite**

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
	AR(1)	0.9965***	
	MA(1)	0.0073***	
	$\alpha$		0.3259***
	$\beta$		0.3887***
	$\gamma$		0.3240**
	$\delta$		0.7406***
<b>Portugal-Italie</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	 $D_1$	-0.0059***	-0.0136
	 $D_2$	<b>0.0030***</b>	0.0044
	 $D_3$	<b>0.0240***</b>	-0.0163
	Cst	0.5471***	0.0203
	AR(1)	0.9960***	
	MA(1)	0.0143***	
	$\alpha$		0.3176***
	$\beta$		0.2411***
	$\gamma$		0.3866***
	$\delta$		0.7964***
<b>Portugal-Espagne</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	 $D_1$	<b>0.0886**</b>	-0.0198**
	$D_2$	0.0494	-0.0178**
	 $D_3$	-0.2343***	-0.0206**
	$D_4$	<b>0.1560***</b>	-0.0182**
	$D_5$	<b>0.0949**</b>	-0.0188**
	$D_6$	<b>0.2110***</b>	-0.0223**
	Cst	0.6143***	0.0223**
	AR(1)	0.8711***	
	MA(1)	0.1282*	
	$\alpha$		0.1058**
	$\beta$		0.5206***
	$\gamma$		0.0765
	$\delta$		1.4821***
<b>Panel C. Irlande comme pays « i »</b>			
<b>Irlande-Autriche</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	 $D_1$	-0.1703***	-0.0111*
	 $D_2$	0.1197	-0.0136*
	$D_3$	0.0186	-0.0138*
	 $D_4$	<b>0.1097***</b>	-0.0102
<i>Crise de l'euro</i>	 $D_5$	0.1484	-0.0184**
	 $D_6$	<b>0.0648**</b>	-0.0096*
	 $D_7$	0.1141	-0.0144*
	$D_8$	-0.0127	-0.0098*
	$D_9$	<b>0.1847***</b>	-0.0130
	$D_{10}$	0.0751	-0.0154*
	Cst	0.3167***	0.0168
	AR(1)	0.1098	
	MA(1)	0.1026	
	$\alpha$		0.1010**
	$\beta$		0.5435***
	$\gamma$		0.0875
	$\delta$		1.5542***
<b>Irlande-Belgique</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	 $D_1$	<b>0.0001****</b>	-0.0098
<i>Crise de l'euro</i>	 $D_2$	<b>0.2161***</b>	-0.0139
	$D_3$	<b>0.0086***</b>	-0.0127
	$D_4$	-0.0076*	-0.0108
	$D_5$	<b>0.0328**</b>	-0.0073
	 $D_6$	<b>0.0005***</b>	-0.0115
	Cst	0.3750***	0.0156
	AR(1)	0.9972***	
	MA(1)	-0.0000	
	$\alpha$		0.0491
	$\beta$		0.3023*
	$\gamma$		0.1453
	$\delta$		1.1389
<b>Irlande-Finlande</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	 $D_1$	-0.0031***	-0.0005
	 $D_2$	<b>0.0564***</b>	0.0023

\*\*\*, \*\*, \* indiquent une significativité statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

 Phase 1  Phase 2  Phase 3

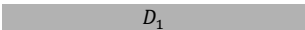
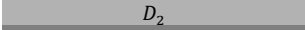
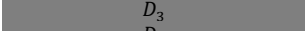
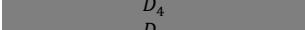
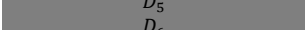
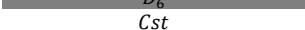
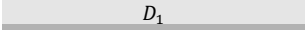
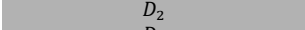
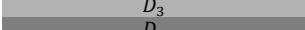
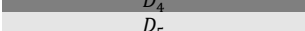
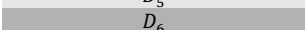
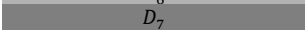
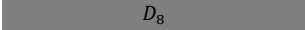
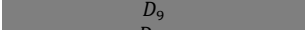
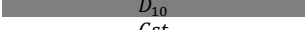
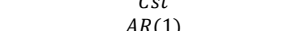
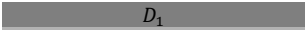
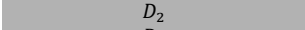
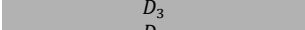
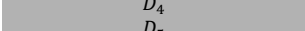
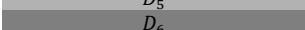
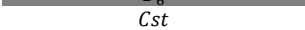
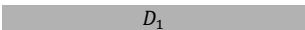
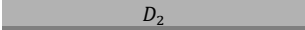
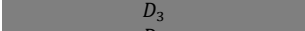
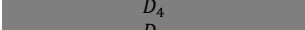
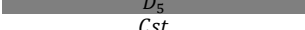
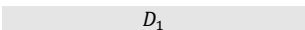
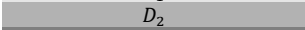

**Tableau (A1). Suite**

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	-0.0063***	-0.0023
	$D_4$	<b>0.0047***</b>	-0.0107
	$D_5$	<b>0.0003***</b>	-0.0115
	$Cst$	0.2346***	0.0106
	$AR(1)$	0.9974***	
	$MA(1)$	0.0024	
	$\alpha$		0.1542***
	$\beta$		0.5335***
	$\gamma$		0.2375
	$\delta$		0.9116***
<b>Irlande-France</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	<b>0.0008***</b>	-0.0132
	$D_2$	-0.2635***	-0.0040
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	-0.0005***	-0.0144
	$D_4$	-0.0004***	-0.0091
	$D_5$	-0.0006***	-0.0099
	$D_6$	-0.0028	-0.0048
	$D_7$	<b>0.0132***</b>	-0.0115
	$Cst$	0.3230***	0.0210
	$AR(1)$	0.9958***	
	$MA(1)$	0.0037***	
	$\alpha$		0.3713***
	$\beta$		0.2819***
$\gamma$		0.2606*	
$\delta$		0.8701***	
<b>Irlande-Grèce</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
	$D_1$	<b>0.2453***</b>	-0.0119
<i>Crise de l'euro</i>	$D_2$	<b>0.1162*</b>	-0.0244
	$D_3$	<b>0.1696**</b>	-0.0172
	$D_4$	0.0651	-0.0170
	$D_5$	0.0470	-0.0122
	$D_6$	-0.0540	-0.0118
	$D_7$	-0.2888***	-0.0116
	$D_8$	-0.1655***	-0.0120
	$D_9$	-0.0993	-0.0132
	$D_{10}$	-0.0377	-0.0124
	$D_{11}$	<b>0.1220*</b>	-0.0145
	$D_{12}$	<b>0.1382**</b>	-0.0121
	$Cst$	0.3799***	0.0197
$AR(1)$	0.3010**		
$MA(1)$	0.2760		
$\alpha$		0.0875	
$\beta$		0.5391***	
$\gamma$		0.0947	
$\delta$		1.5233	
<b>Irlande-Italie</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
	$D_1$	<b>0.0022***</b>	-0.0072
<i>Crise de l'euro</i>	$D_2$	<b>0.0106***</b>	0.0005
	$D_3$	<b>0.0107***</b>	-0.0092
	$Cst$	0.4284***	0.0202
	$AR(1)$	0.9962***	
	$MA(1)$	0.0015***	
	$\alpha$		0.2355***
	$\beta$		0.3723***
	$\gamma$		0.3477**
	$\delta$		0.7872***
	<b>Irlande-Portugal</b>		
<i>Crise des subprimes</i>	-		
	$D_1$	<b>0.2071***</b>	-0.0030
<i>Crise de l'euro</i>	$D_2$	<b>0.2016***</b>	-0.0036
	$D_3$	-0.0203***	-0.0020
	$D_4$	<b>0.0027**</b>	-0.0075
	$D_5$	-0.0253***	-0.0099
	$Cst$	0.4502***	0.0257
	$AR(1)$	0.9963***	
	$MA(1)$	0.0527***	




\*\*\*, \*\*, \* indiquent une significativité statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

Phase 1 Phase 2 Phase 3

**Tableau (A1). Suite**

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
	$\alpha$		0.2018***
	$\beta$		0.1157
	$\gamma$		0.8989***
	$\delta$		0.8417***
<b>Irlande-Espagne</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	 $D_1$	-0.0020***	-0.0304***
	 $D_2$	0.0052	-0.0294***
	 $D_3$	-0.0001***	-0.0281***
	 $D_4$	<b>0.0008***</b>	-0.0305***
	 $D_5$	<b>0.0054***</b>	-0.0295***
	 $D_6$	<b>0.0302***</b>	-0.0308***
	<i>Cst</i>	0.4385	0.0310***
	<i>AR(1)</i>	0.9962***	
	<i>MA(1)</i>	0.0021**	
	$\alpha$		0.6350***
	$\beta$		0.5777***
	$\gamma$		0.1699**
	$\delta$		0.4452***
<b>Panel D. Espagne comme pays « i »</b>			
<b>Espagne-Autriche</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	 $D_1$	<b>0.0104***</b>	0.0046
	 $D_2$	<b>0.0049***</b>	-0.0114
	 $D_3$	<b>0.0017***</b>	-0.0124
<i>Crise de l'euro</i>	 $D_4$	-0.0051***	0.0031
	 $D_5$	<b>0.0089***</b>	0.0305
	 $D_6$	<b>0.1141***</b>	-0.0085
	 $D_7$	0.0001	-0.0007
	 $D_8$	<b>0.0156***</b>	0.0002
	 $D_9$	<b>0.0005***</b>	-0.0044
	 $D_{10}$	-0.0725***	-0.0152
	<i>Cst</i>	0.3236***	0.0289
	<i>AR(1)</i>	0.9953***	
	<i>MA(1)</i>	0.0085***	
	$\alpha$		0.3342***
	$\beta$		-0.1760*
	$\gamma$		0.3434**
	$\delta$		0.8893***
<b>Espagne-Belgique</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	 $D_1$	<b>0.0038***</b>	0.0063
<i>Crise de l'euro</i>	 $D_2$	<b>0.0005***</b>	-0.0081
	 $D_3$	<b>0.0044***</b>	-0.0004
	 $D_4$	<b>0.0590***</b>	-0.0056
	 $D_5$	<b>0.0167**</b>	0.0006
	 $D_6$	<b>0.0144***</b>	0.0016
	<i>Cst</i>	0.5133***	0.0200
	<i>AR(1)</i>	0.9963***	
	<i>MA(1)</i>	0.0039***	
	$\alpha$		0.4387***
	$\beta$		0.1137
	$\gamma$		0.2747**
	$\delta$		0.8380***
<b>Espagne-Finlande</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	 $D_1$	<b>0.0030***</b>	-0.0005
	 $D_2$	-0.0050***	-0.0085
	 $D_3$	-0.0079***	-0.0010
<i>Crise de l'euro</i>	 $D_4$	-0.0149***	-0.0100
	 $D_5$	<b>0.0342***</b>	-0.0005
	<i>Cst</i>	0.2822***	0.0099
	<i>AR(1)</i>	0.9941***	
	<i>MA(1)</i>	0.0442***	
	$\alpha$		0.1489***
	$\beta$		0.5328***
	$\gamma$		0.0463
	$\delta$		0.9197***
<b>Espagne-France</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	 $D_1$	-0.0519	-0.0152
	 $D_2$	<b>0.1734***</b>	-0.0074
	 $D_3$	<b>0.0601**</b>	-0.0081

\*\*\*, \*\*, \* indiquent une significativité statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

 Phase 1  Phase 2  Phase 3

**Tableau (A1). Suite**

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
<i>Crise de l'euro</i>	$D_4$	<b>0.1055***</b>	-0.0111
	$D_5$	-0.0748*	-0.0089
	$D_6$	0.0030	-0.0118
	$D_7$	-0.0256***	-0.0060
	<i>Cst</i>	0.6284***	0.0133
	<i>AR(1)</i>	0.0485	
	<i>MA(1)</i>	0.0609	
	$\alpha$		0.1027**
	$\beta$		0.5606***
	$\gamma$		0.1201
$\delta$		1.6604**	
<b>Espagne-Grèce</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	<b>0.0209***</b>	0.0001
	$D_2$	-0.0010***	-0.0078
	$D_3$	<b>0.0080***</b>	0.0157
	$D_4$	<b>0.0006***</b>	-0.0060
	$D_5$	<b>0.0391***</b>	0.0025
	$D_6$	<b>0.0008***</b>	-0.0022
	$D_7$	-0.0509***	0.0031
	$D_8$	-0.0028***	-0.0012
	$D_9$	0.0056	0.0004
	$D_{10}$	0.0051	0.0008
	$D_{11}$	<b>0.0251***</b>	-0.0091
	$D_{12}$	<b>0.1010***</b>	-0.0066
	<i>Cst</i>	0.5072***	0.0119
	<i>AR(1)</i>	0.9955***	
	<i>MA(1)</i>	0.0376***	
	$\alpha$		0.3846***
	$\beta$		0.4366***
	$\gamma$		0.5412***
	$\delta$		0.8481***
<b>Espagne-Irlande</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	-0.1246	-0.0287
<i>Crise de l'euro</i>	$D_2$	<b>0.2907**</b>	-0.0112
	$D_3$	0.1289	-0.0041
	$D_4$	<b>0.1172***</b>	-0.0035
	<i>Cst</i>	0.4520***	0.0284
	<i>AR(1)</i>	0.0339	
	<i>MA(1)</i>	0.0206	
	$\alpha$		0.1292
	$\beta$		0.5896***
	$\gamma$		0.0703
	$\delta$		1.8641**
<b>Espagne-Italie</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	<b>0.0029***</b>	-0.0077
	$D_2$	<b>0.0093***</b>	-0.0022
	$D_3$	<b>0.0149***</b>	-0.0052
	<i>Cst</i>	0.7185***	0.0126
	<i>AR(1)</i>	0.9964***	
	<i>MA(1)</i>	0.0038***	
	$\alpha$		0.4729***
	$\beta$		0.0286
	$\gamma$		0.0935
	$\delta$		0.9070***
<b>Espagne-Portugal</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	<b>0.0413***</b>	-0.0079
	$D_2$	-0.0117***	-0.0210
	$D_3$	-0.2551***	-0.0160
	$D_4$	<b>0.0274***</b>	-0.0208
	$D_5$	<b>0.0732***</b>	-0.0199
	<i>Cst</i>	0.6513***	0.0220
	<i>AR(1)</i>	0.9973***	
	<i>MA(1)</i>	0.0212***	
	$\alpha$		0.2390
	$\beta$		0.3619
	$\gamma$		0.1299

\*\*\*, \*\*, \* indiquent une significativité statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

Phase 1 Phase 2 Phase 3

**Tableau (A1). Suite**

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
	$\delta$		1.2407
<b>Panel E. Italie comme pays « i »</b>			
<b>Italie-Autriche</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	<b>0.0100***</b>	0.0037
	$D_2$	-0.0003***	-0.0207
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	<b>0.0011***</b>	-0.0056
	$D_4$	<b>0.0096***</b>	-0.0012
	$D_5$	<b>0.0083***</b>	-0.0217
	$D_6$	<b>0.0274**</b>	-0.0044
	$D_7$	<b>0.0279***</b>	-0.0100
	$D_8$	<b>0.2270***</b>	-0.0001
	$D_9$	<b>0.0012***</b>	-0.0072
	$D_{10}$	<b>0.0006**</b>	0.0022
	<i>Cst</i>	0.3084***	0.0205
	<i>AR(1)</i>	0.9956***	
	<i>MA(1)</i>	-0.0074***	
	$\alpha$		0.1641***
	$\beta$		0.4942***
	$\gamma$		0.0491
	$\delta$		0.7667***
<b>Italie-Belgique</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	0.0094	-0.0039
	$D_2$	<b>0.0015***</b>	-0.0121
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	-0.0008***	-0.0063
	$D_4$	<b>0.0502***</b>	-0.0092
	$D_5$	-0.0018***	-0.0018
	$D_6$	<b>0.0020***</b>	-0.0010
	<i>Cst</i>	0.4544***	0.0191
	<i>AR(1)</i>	0.9961***	
	<i>MA(1)</i>	0.0078***	
	$\alpha$		0.3390***
	$\beta$		0.1041
	$\gamma$		0.3186**
	$\delta$		0.8769***
<b>Italie-Finlande</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	<b>0.0230***</b>	-0.0038
	$D_2$	-0.0028***	-0.0102
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	-0.0003***	-0.0008
	$D_4$	-0.0910***	-0.0098
	$D_5$	<b>0.0107***</b>	0.0052
	<i>Cst</i>	0.2335***	0.0097
	<i>AR(1)</i>	0.9960***	
	<i>MA(1)</i>	0.0159***	
	$\alpha$		0.2056***
	$\beta$		0.4690***
	$\gamma$		-0.1327
	$\delta$		0.9533***
<b>Italie-France</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	-0.0494***	-0.0141
	$D_2$	0.0000	-0.0016
<i>Crise de l'euro</i>	$D_3$	<b>0.0017***</b>	-0.0073**
	$D_4$	-0.0016	-0.0122**
	$D_5$	<b>0.0134***</b>	-0.0109**
	$D_6$	<b>0.0004***</b>	-0.0023
	$D_7$	-0.0590***	0.0010
	<i>Cst</i>	0.5863***	0.0126*
	<i>AR(1)</i>	0.9955***	
	<i>MA(1)</i>	0.0161***	
	$\alpha$		0.3860***
	$\beta$		0.5359***
	$\gamma$		0.3529***
	$\delta$		0.7681***
<b>Italie-Grèce</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	<b>0.1739***</b>	-0.0146***
	$D_2$	-0.0848	-0.0195*
	$D_3$	-0.0267**	-0.0158***
	$D_4$	-0.0729**	-0.0155***
	$D_5$	-0.0500***	-0.0143***

\*\*\*, \*\*, \* indiquent une significativité statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

Phase 1 Phase 2 Phase 3

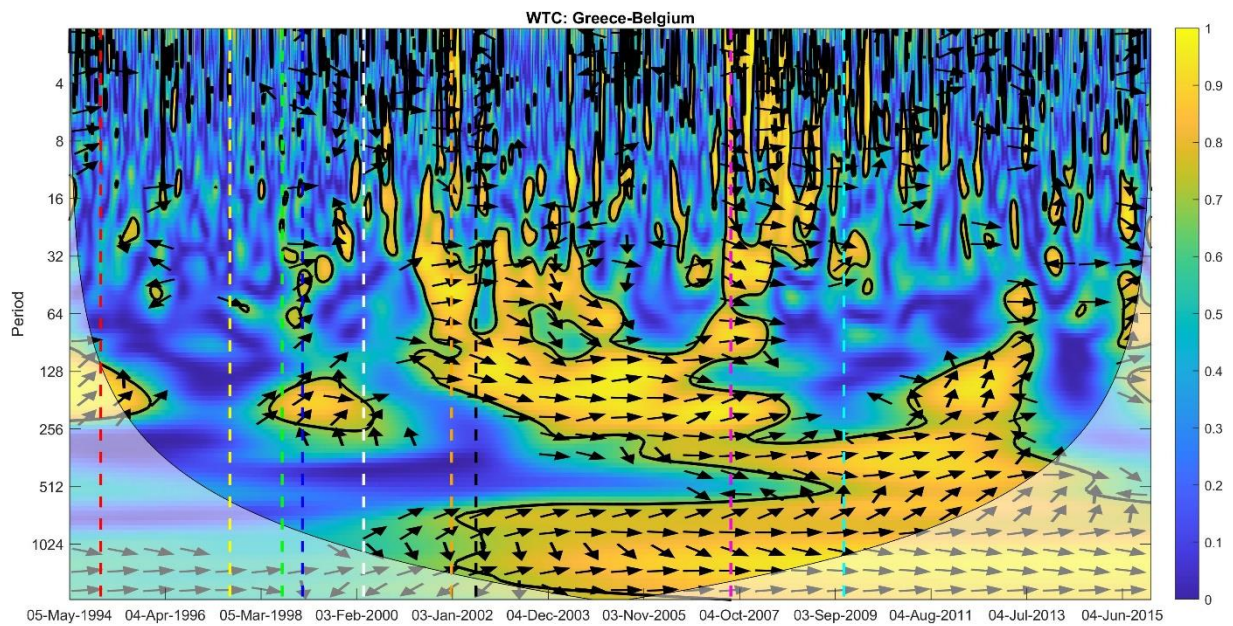
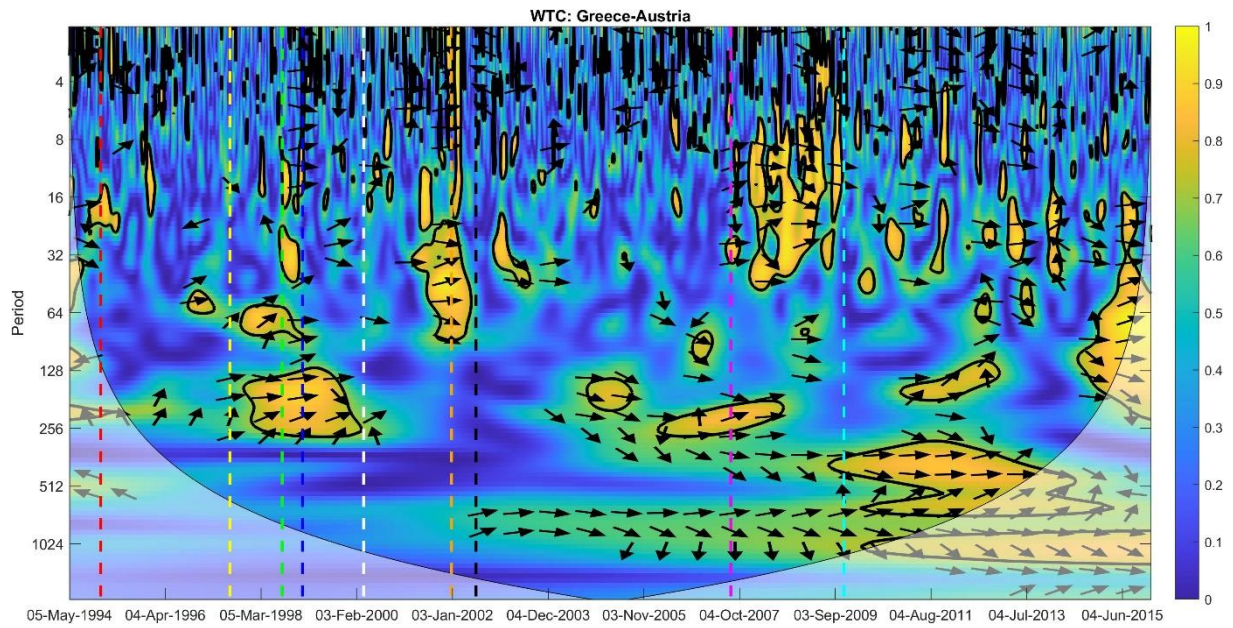


**Tableau (A1). Suite**

	Paramètres	Equation de la moyenne	Equation de la volatilité
	$D_6$	-0.1476***	-0.0132***
	$D_7$	-0.4127***	-0.0106***
	$D_8$	-0.3869***	-0.0141***
	$D_9$	-0.2735***	-0.0148***
	$D_{10}$	-0.0653***	-0.0144***
	$D_{11}$	-0.0406***	-0.0149***
	$D_{12}$	<b>0.1488***</b>	-0.0142***
	$Cst$	0.5586***	0.0148***
	$AR(1)$	0.0735	
	$MA(1)$	0.0716	
	$\alpha$		0.1175***
	$\beta$		0.5701***
	$\gamma$		0.0422
	$\delta$		1.5512***
<b>Italie-Irlande</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	$D_1$	<b>0.0015***</b>	-0.0198
<i>Crise de l'euro</i>	$D_2$	<b>0.0183***</b>	-0.0055
	$D_3$	-0.0043***	0.0022
	$D_4$	<b>0.0759***</b>	0.0008
	$Cst$	0.4431***	0.0199
	$AR(1)$	0.9957***	
	$MA(1)$	-0.0006***	
	$\alpha$		0.2735***
	$\beta$		0.4279***
	$\gamma$		0.1852
	$\delta$		0.7639***
<b>Italie-Portugal</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	0.0002	-0.0108*
	$D_2$	<b>0.0016***</b>	-0.0079
	$D_3$	-0.0258***	0.0091**
	$D_4$	<b>0.0046**</b>	-0.0099*
	$D_5$	-0.0301***	-0.0117*
	$Cst$	0.5585***	0.0246
	$AR(1)$	0.9953***	
	$MA(1)$	-0.0165***	
	$\alpha$		0.3577***
	$\beta$		0.3381***
	$\gamma$		0.3942***
	$\delta$		0.7033***
<b>Italie-Espagne</b>			
<i>Crise des subprimes</i>	-		
<i>Crise de l'euro</i>	$D_1$	-0.0404***	-0.0030
	$D_2$	-0.0001***	-0.0005
	$D_3$	-0.0198***	-0.0018
	$D_4$	-0.0002***	-0.0047*
	$D_5$	-0.0005***	-0.0035
	$D_6$	<b>0.1532***</b>	-0.0102*
	$Cst$	0.7393***	0.0103*
	$AR(1)$	0.9977***	
	$MA(1)$	0.0099***	
	$\alpha$		0.3816***
	$\beta$		0.3340***
	$\gamma$		0.2818**
	$\delta$		0.8698***

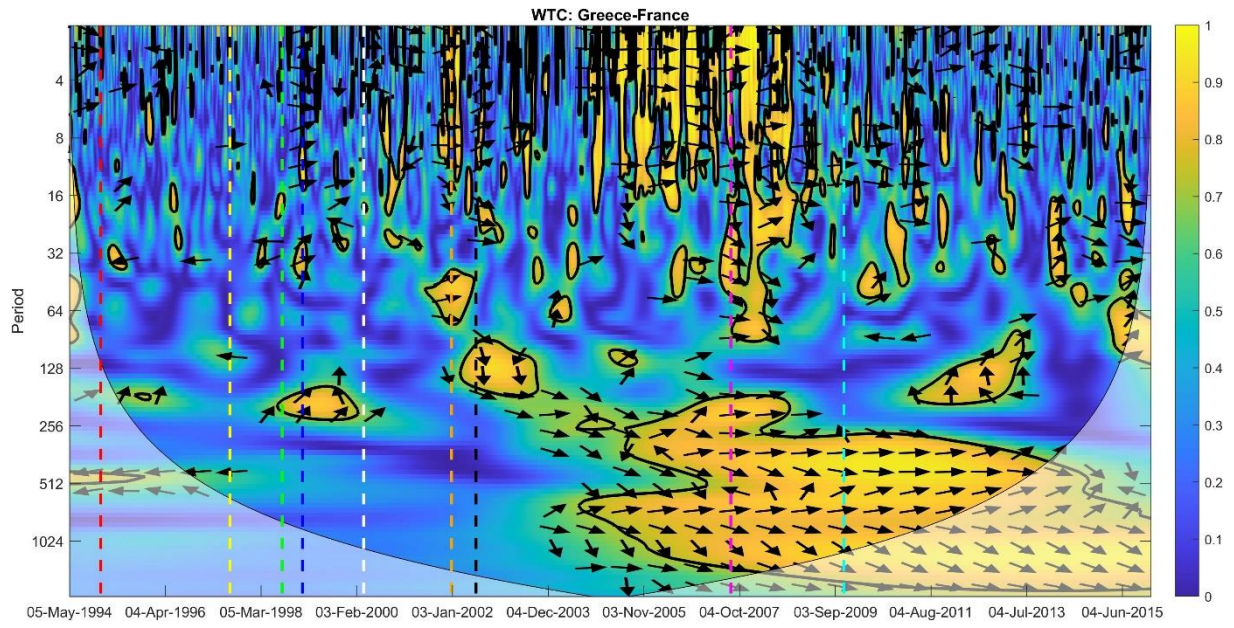
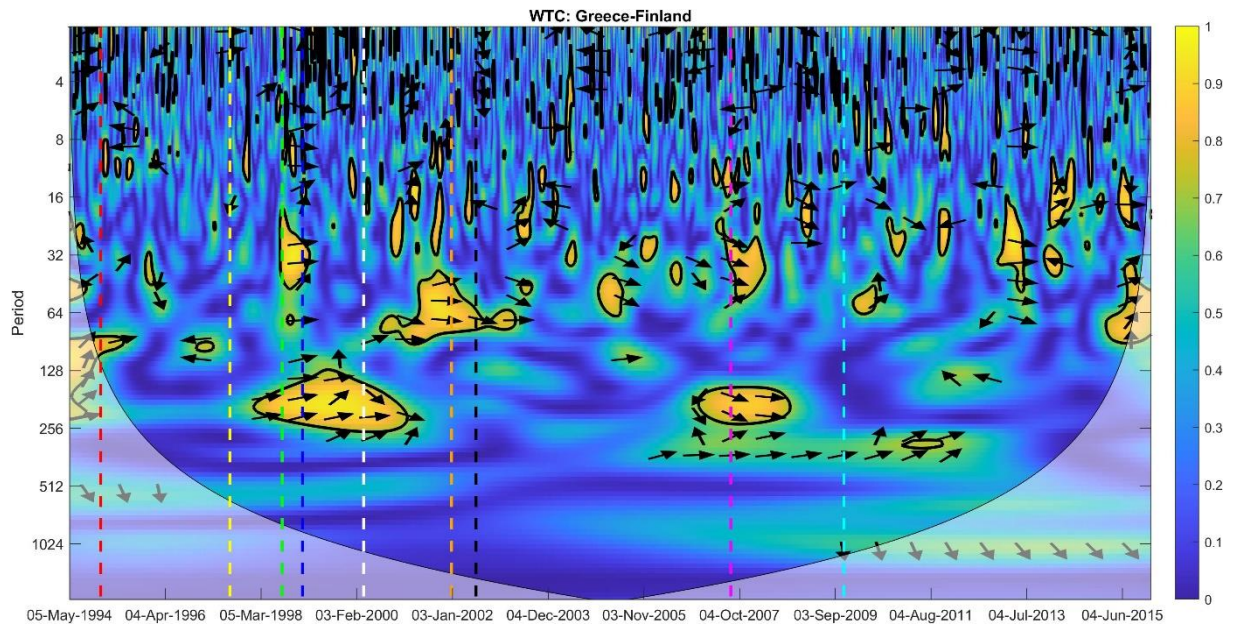
\*\*\*, \*\*, \* indiquent une significativité statistique, respectivement, au seuil de 1%, 5% et 10%.

Phase 1 Phase 2 Phase 3

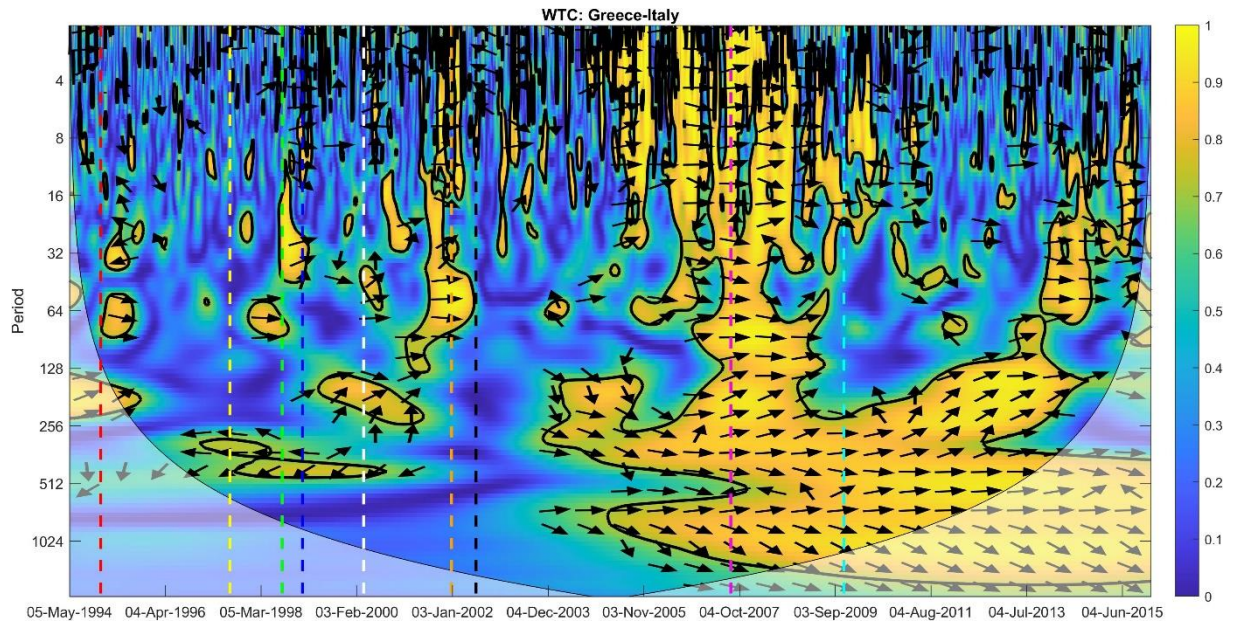
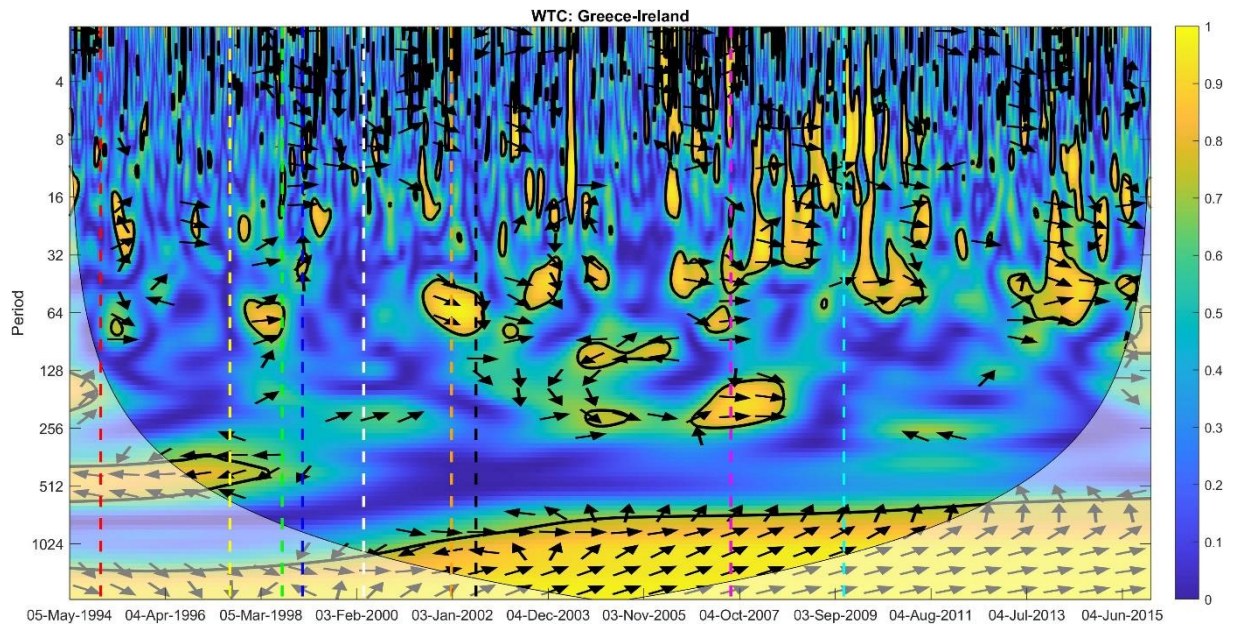


**Figure (A1).** Cohérences d'ondelettes entre les spreads souverains du 05 mai 1994 au 31 décembre 2015

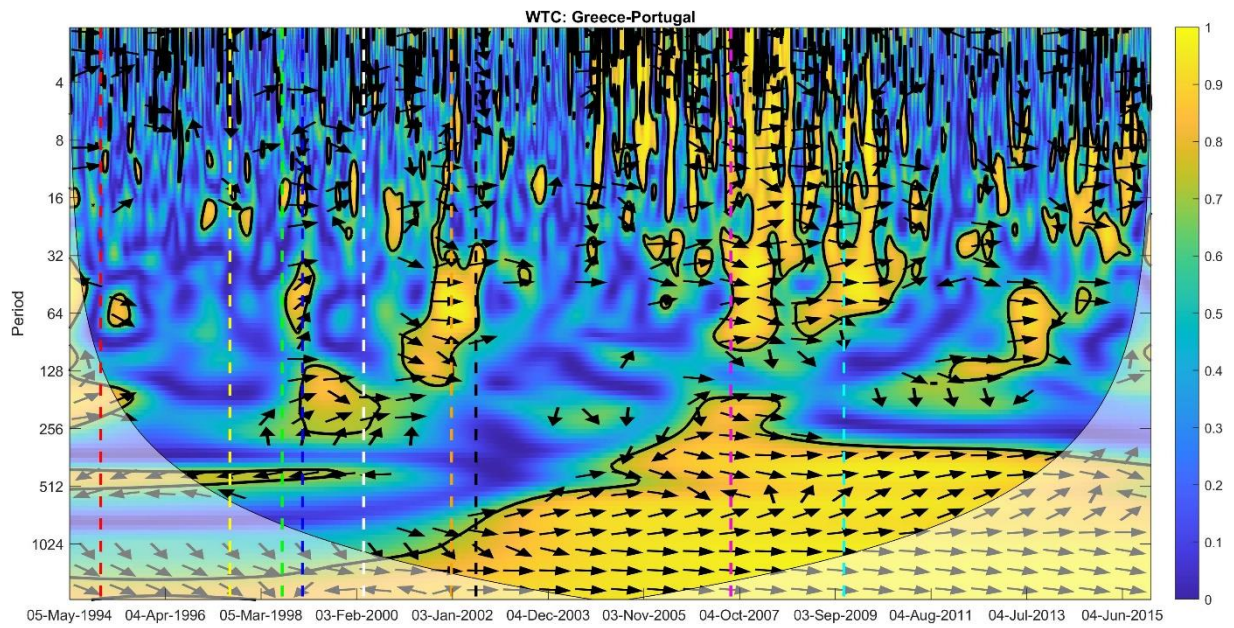
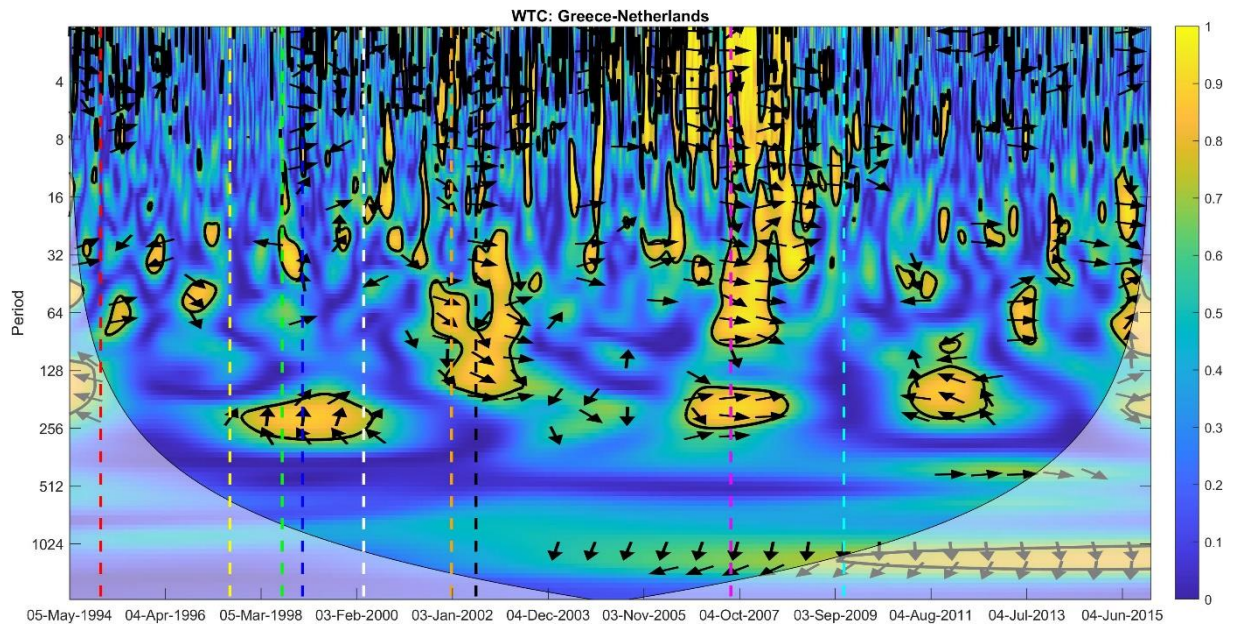
*Notes : les traits rouge, jaune, vert, bleu foncé, blanc, orangé, noir, violet et bleu clair indiquent, respectivement, le début de la crise mexicaine, asiatique, russe, brésilienne, dotcom, argentine, de l'affaire Enron, des subprimes et de l'euro.*



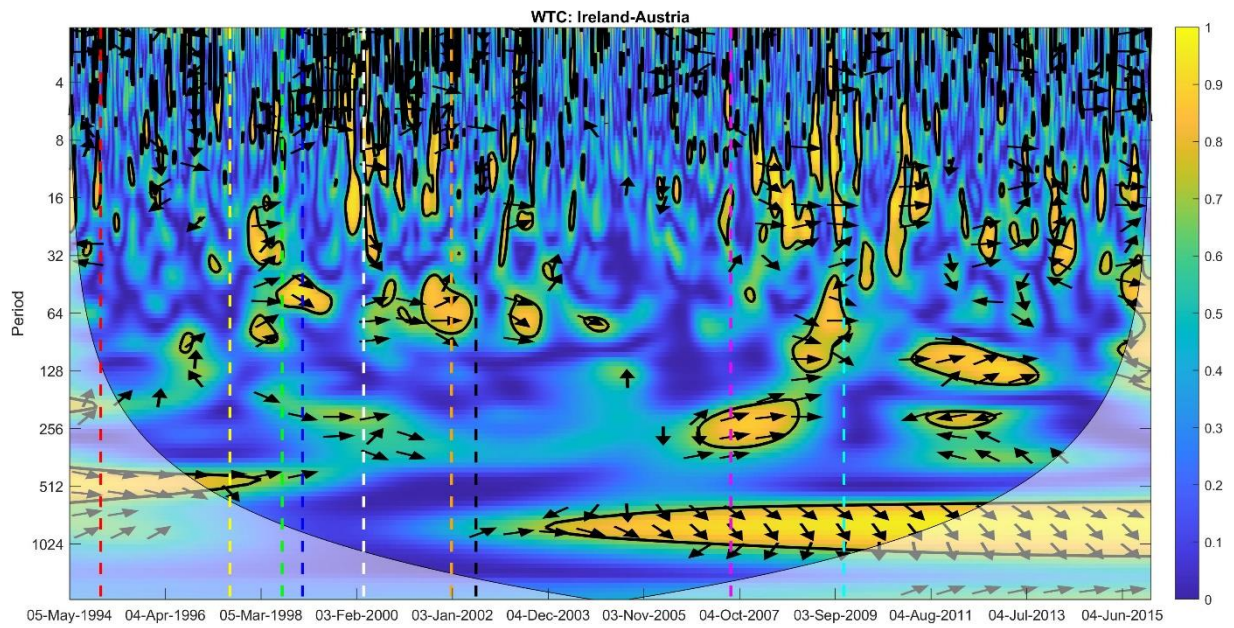
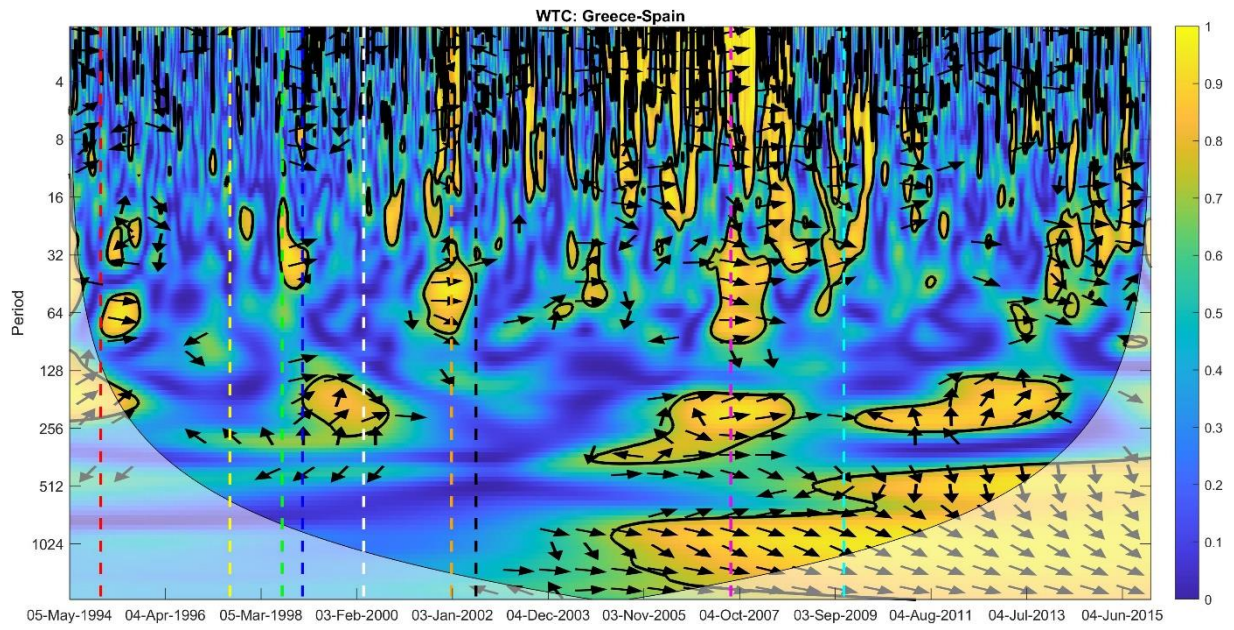
**Figure (A1).** Suite



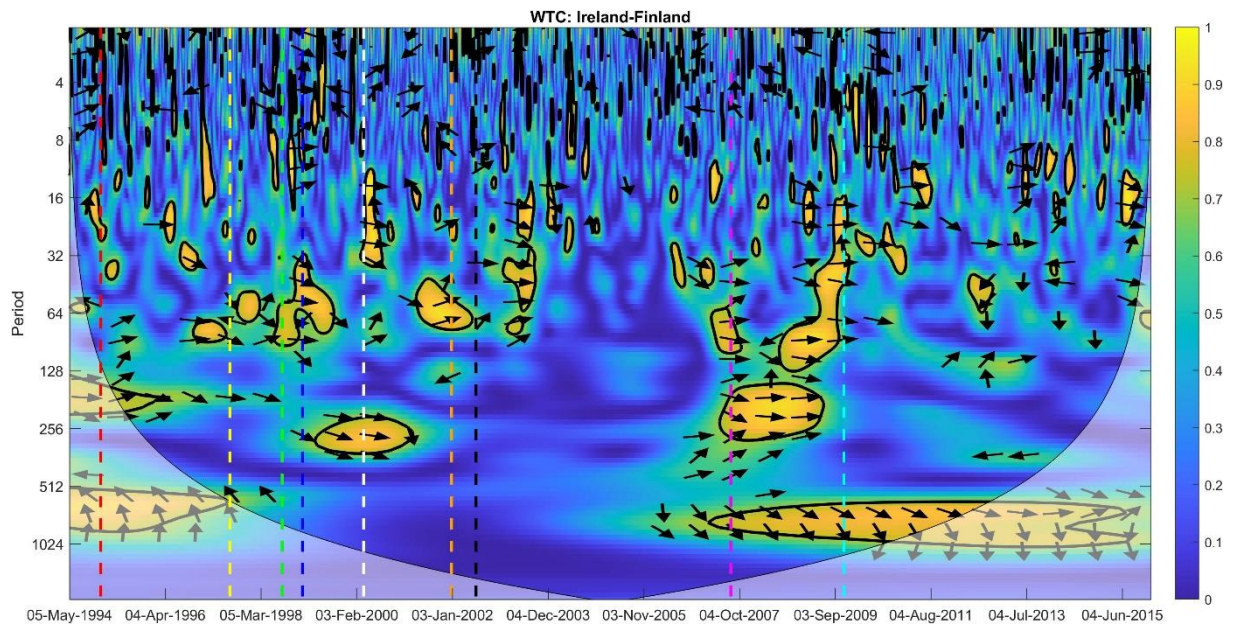
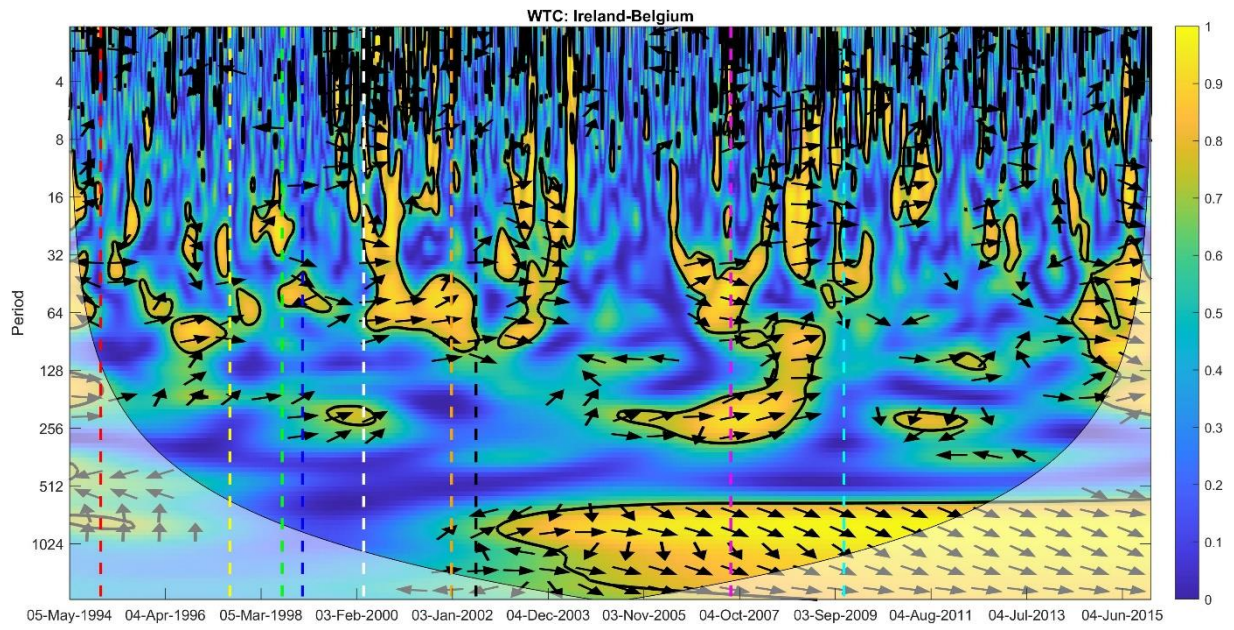
**Figure (A1).** Suite



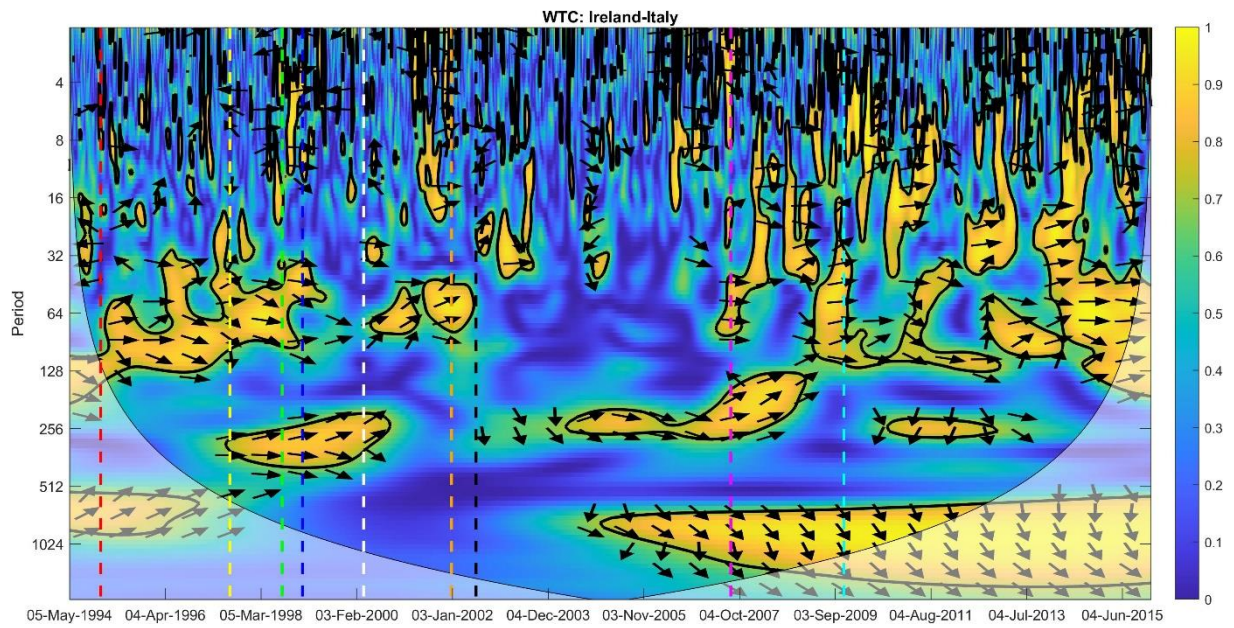
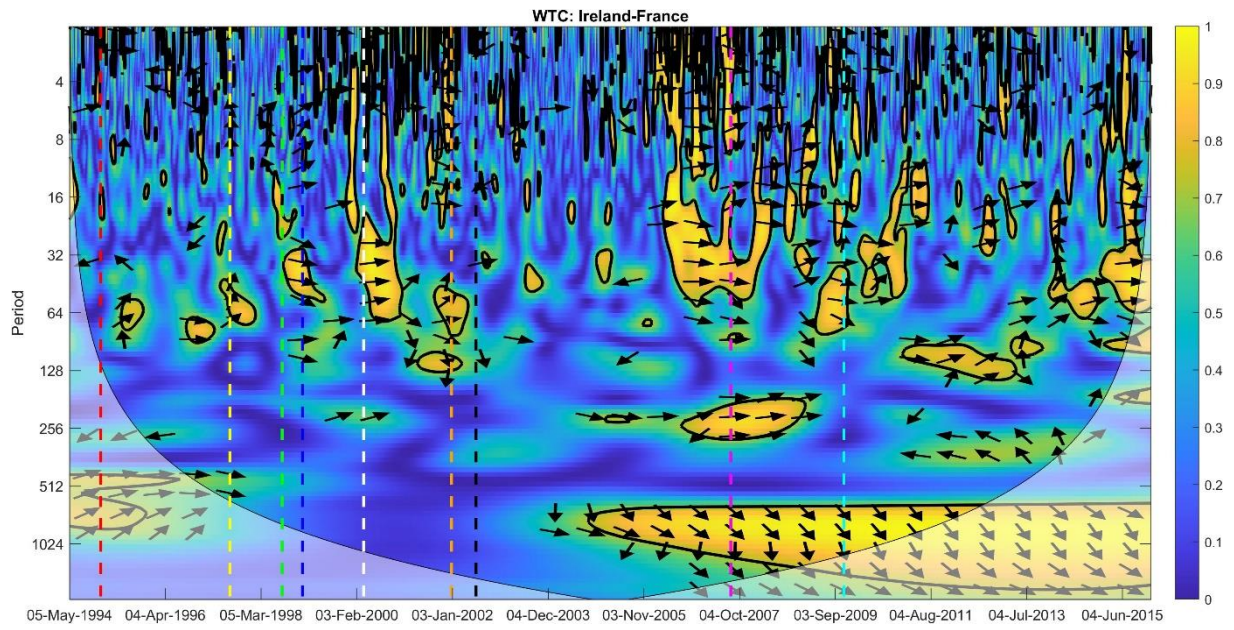
**Figure (A1). Suite**



**Figure (A1). Suite**

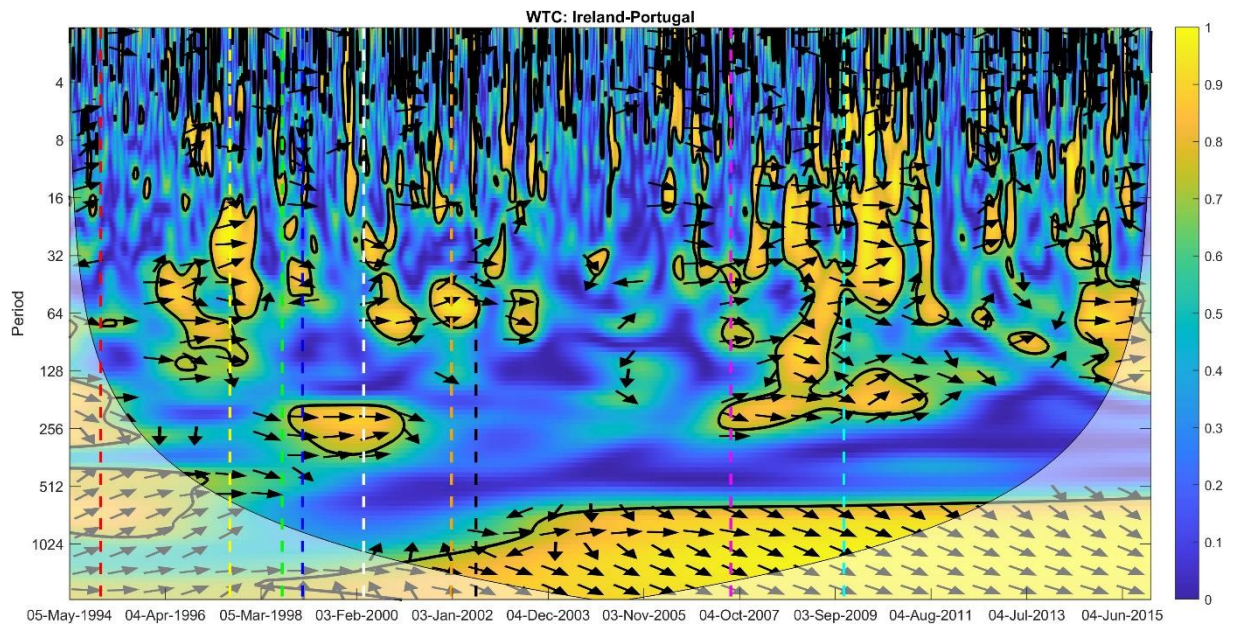
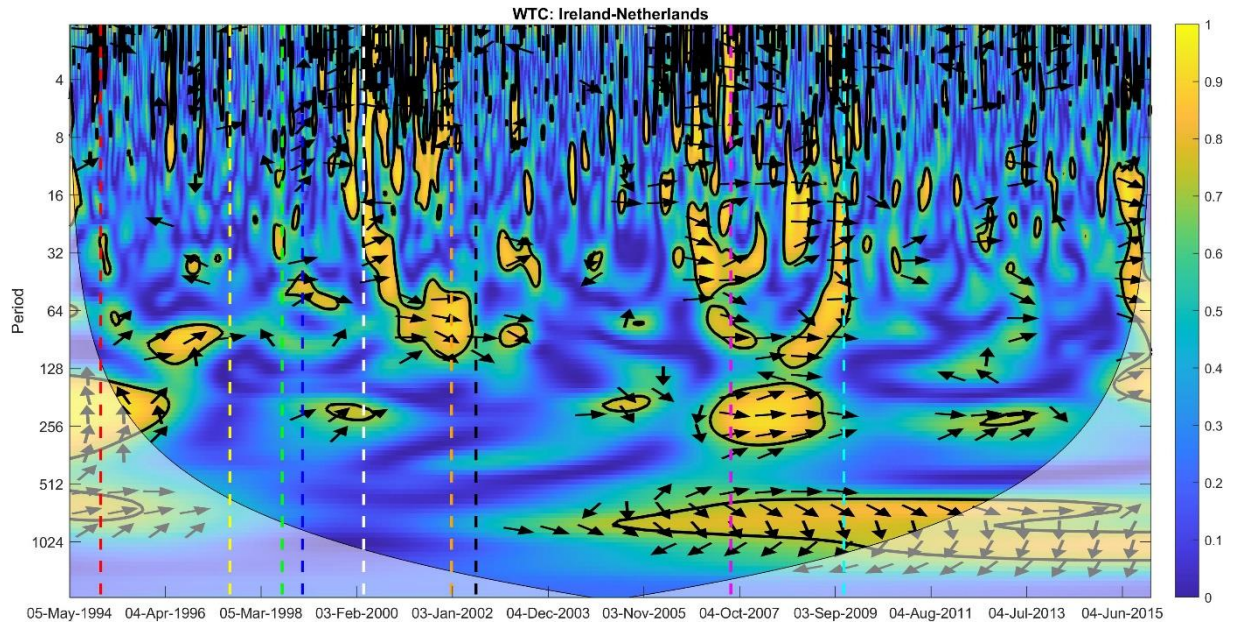


**Figure (A1). Suite**

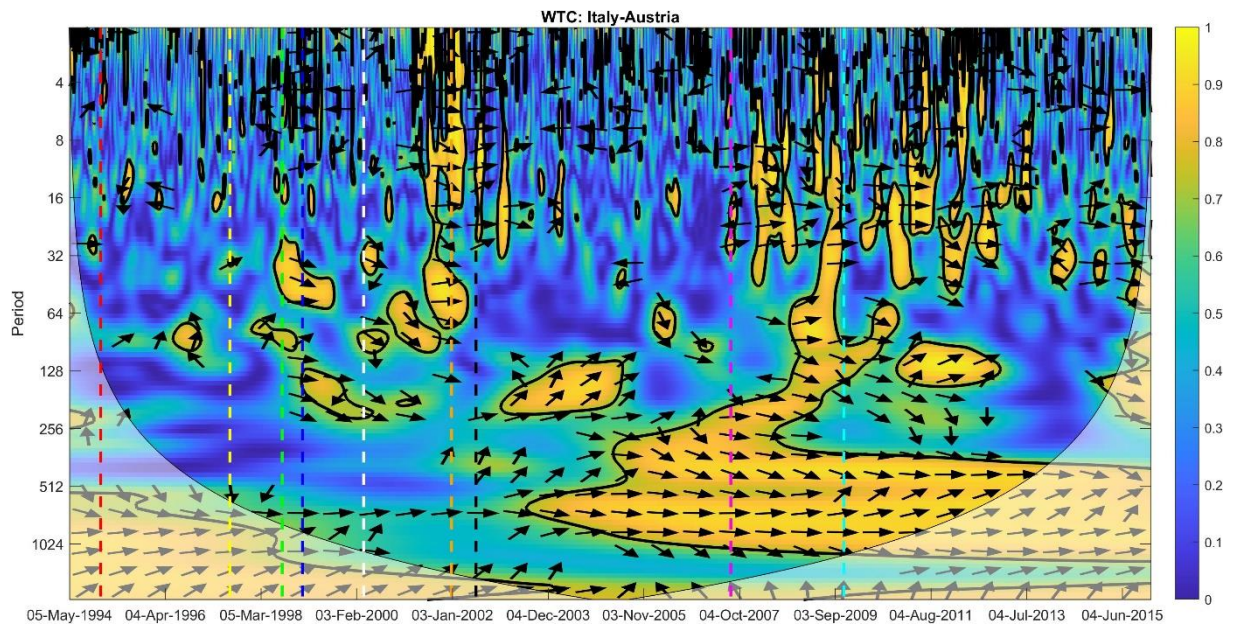
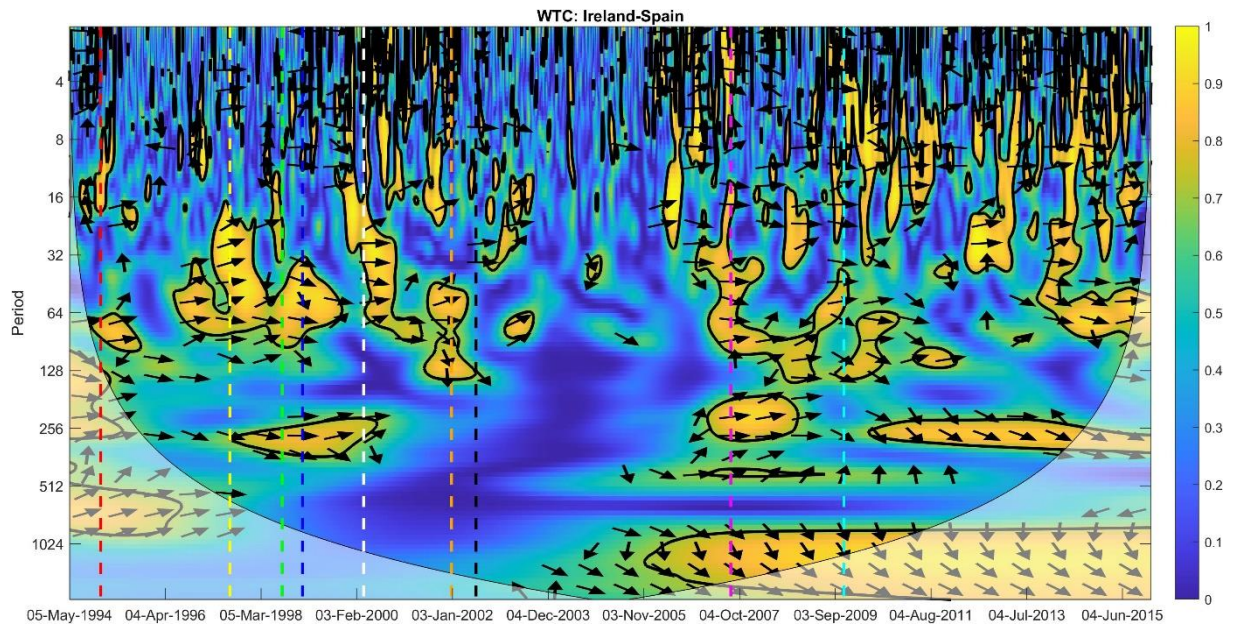


**Figure (A1). Suite**

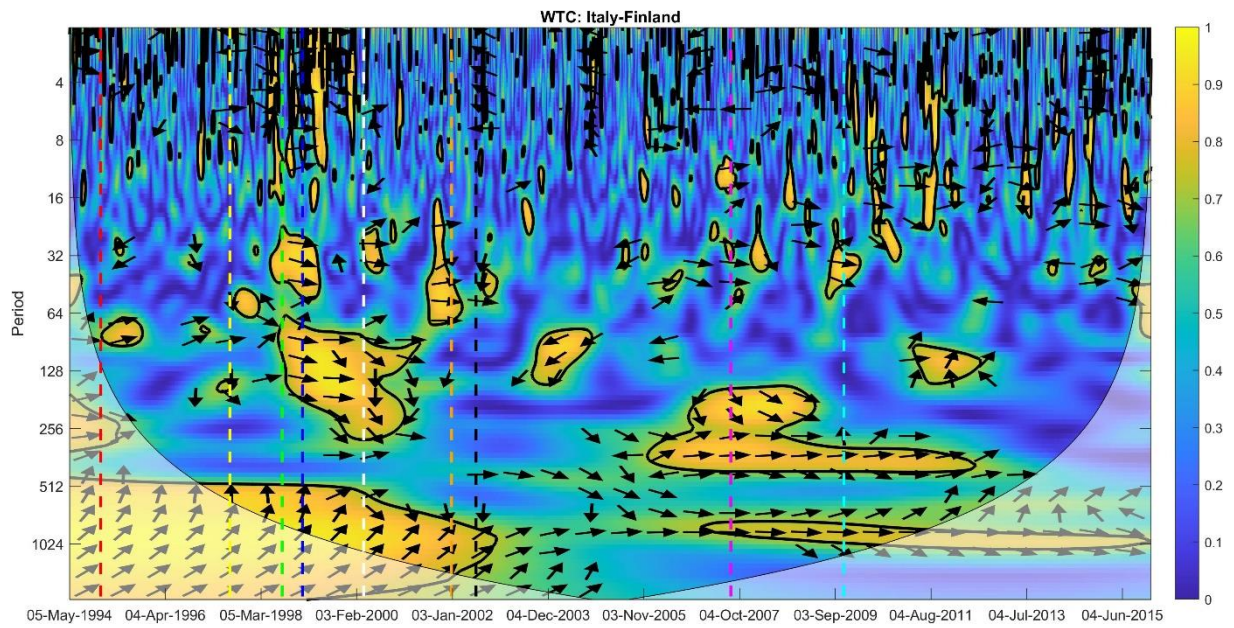
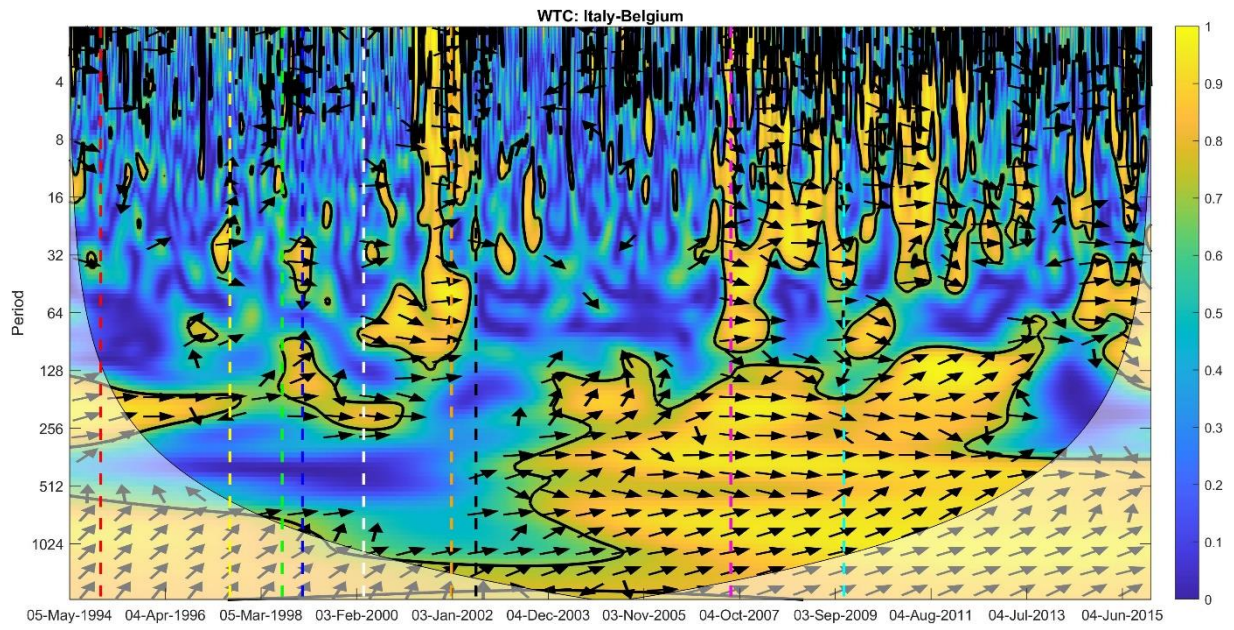




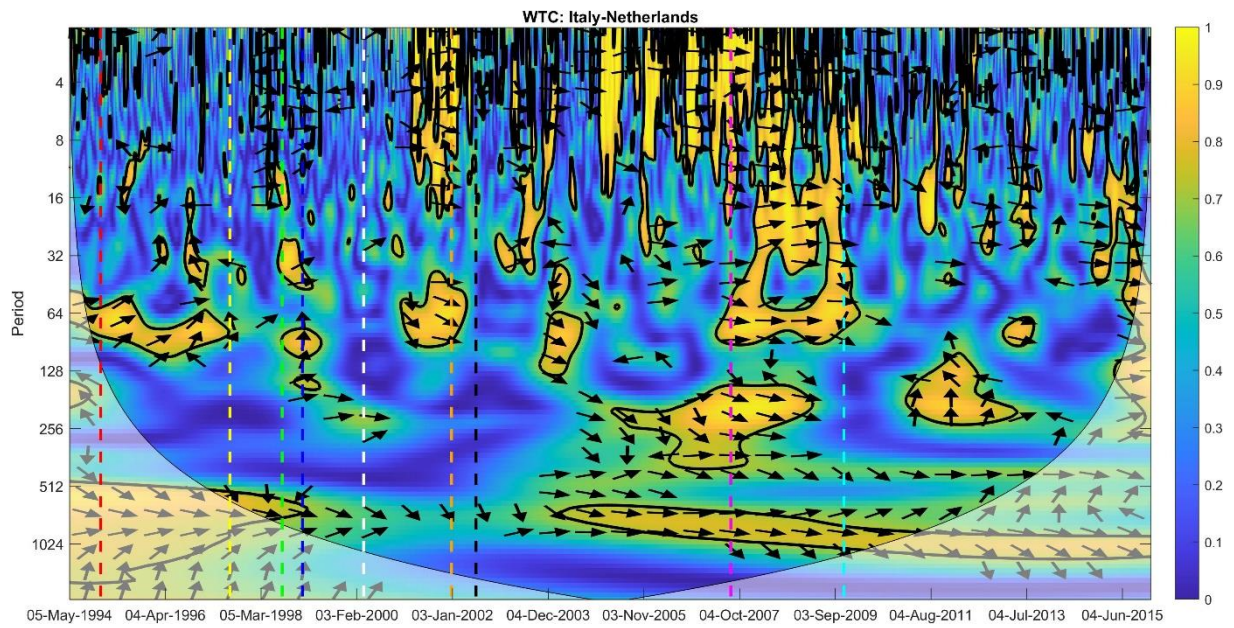
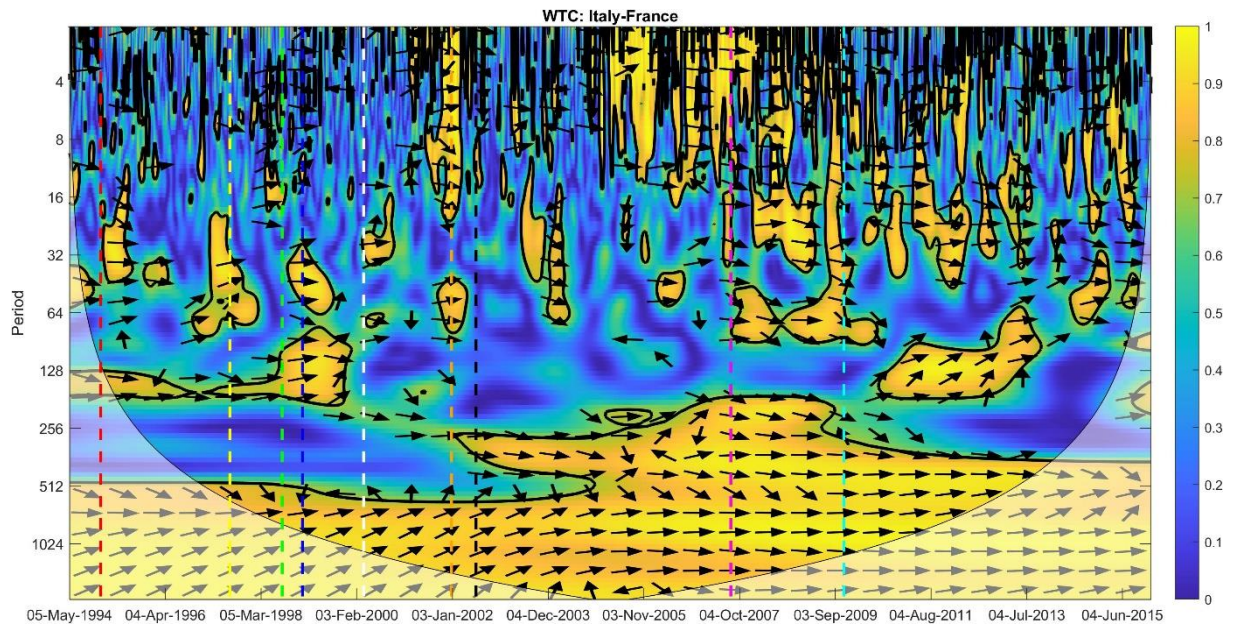
**Figure (A1). Suite**



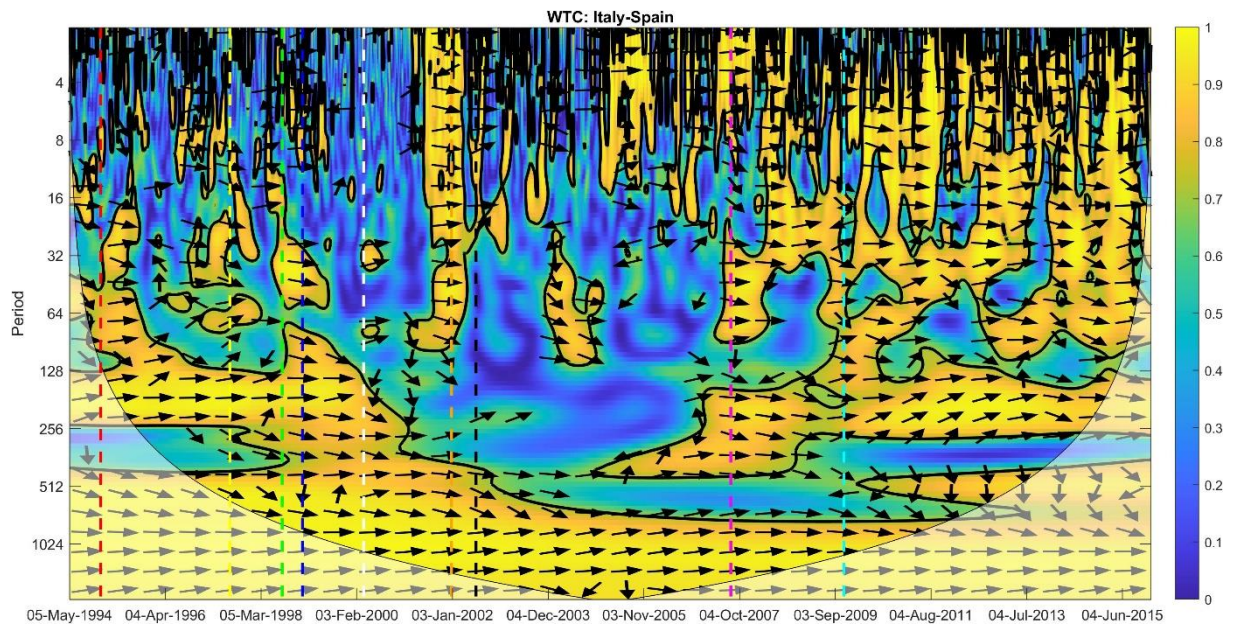
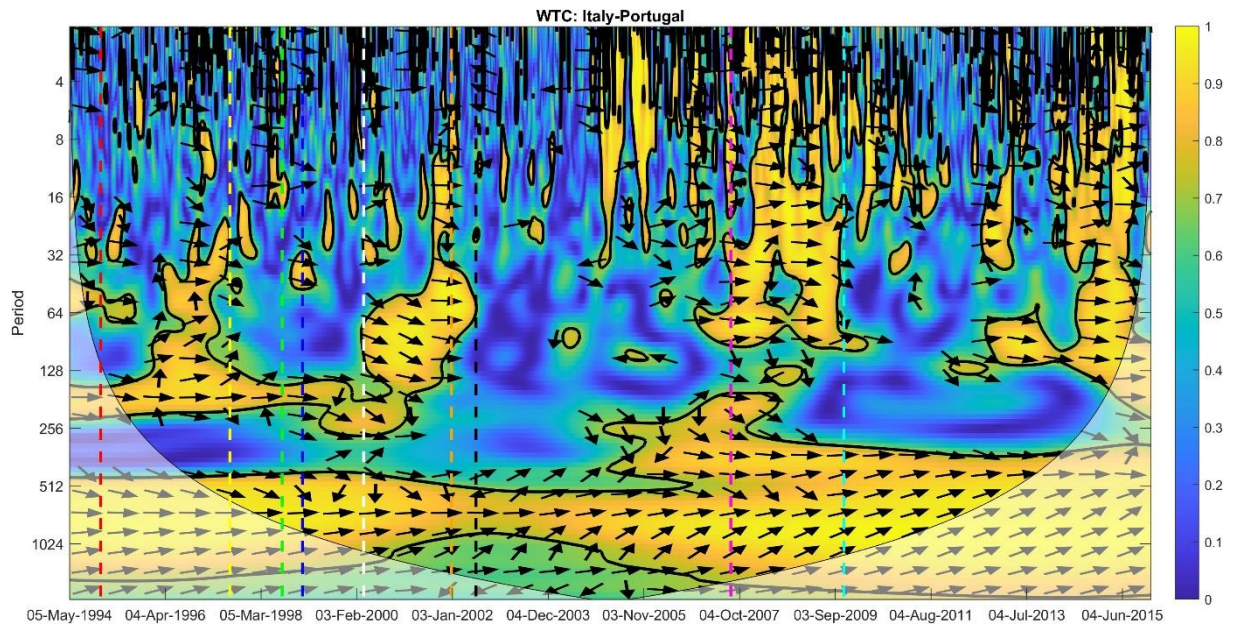
**Figure (A1). Suite**



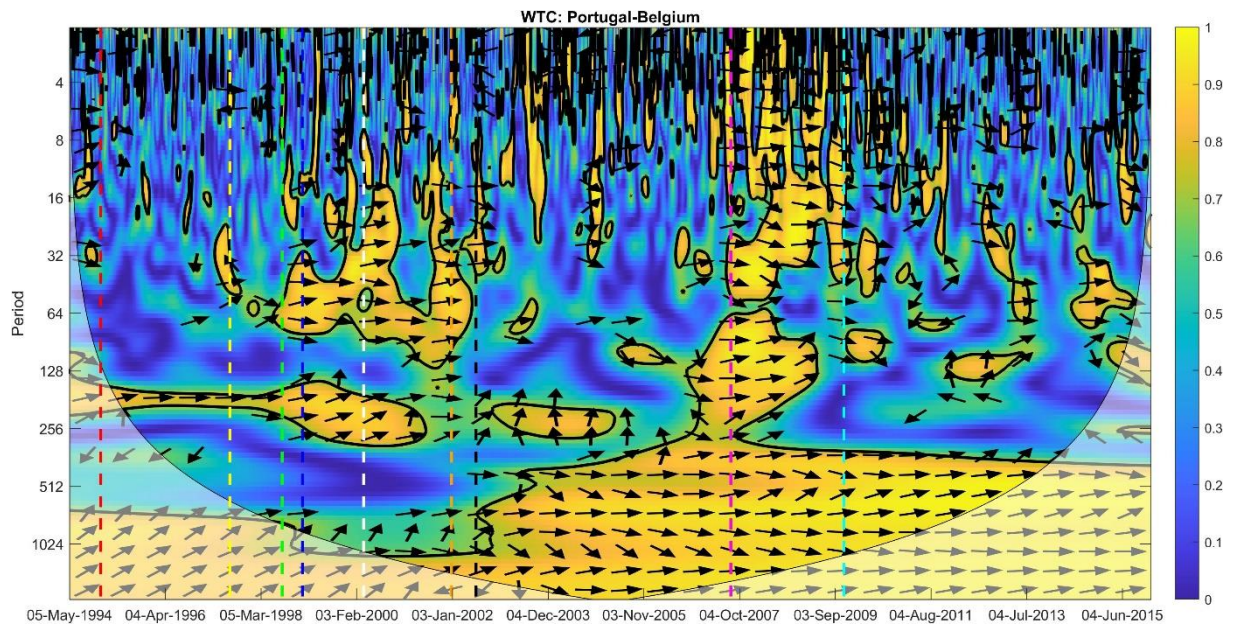
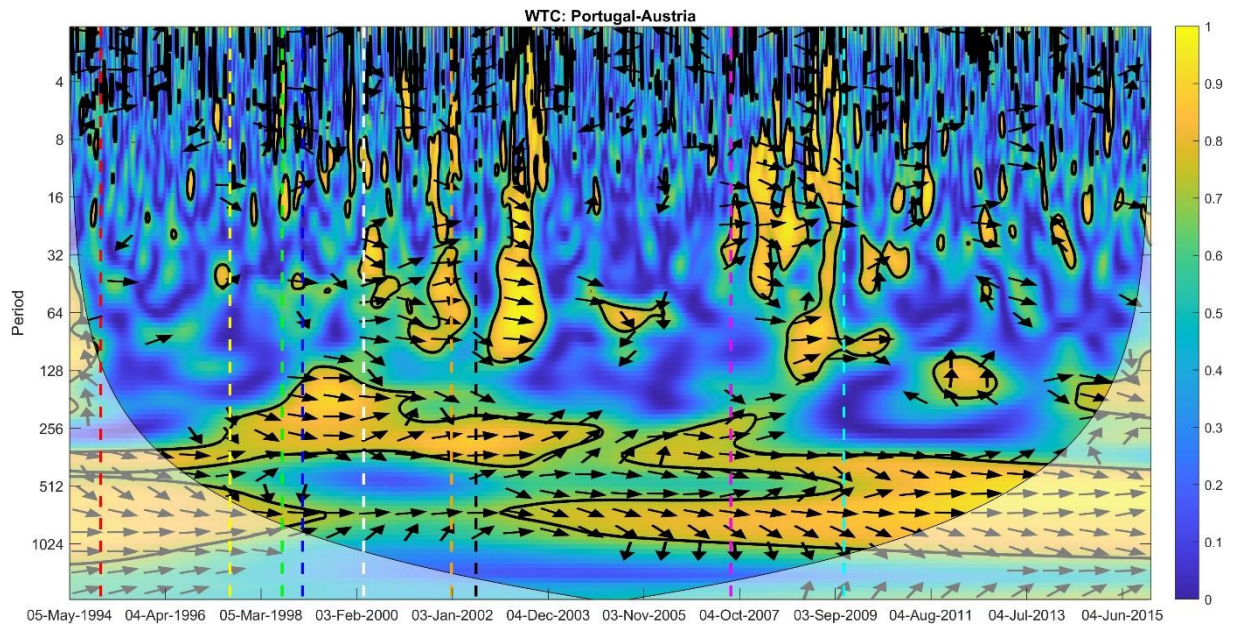
**Figure (A1). Suite**



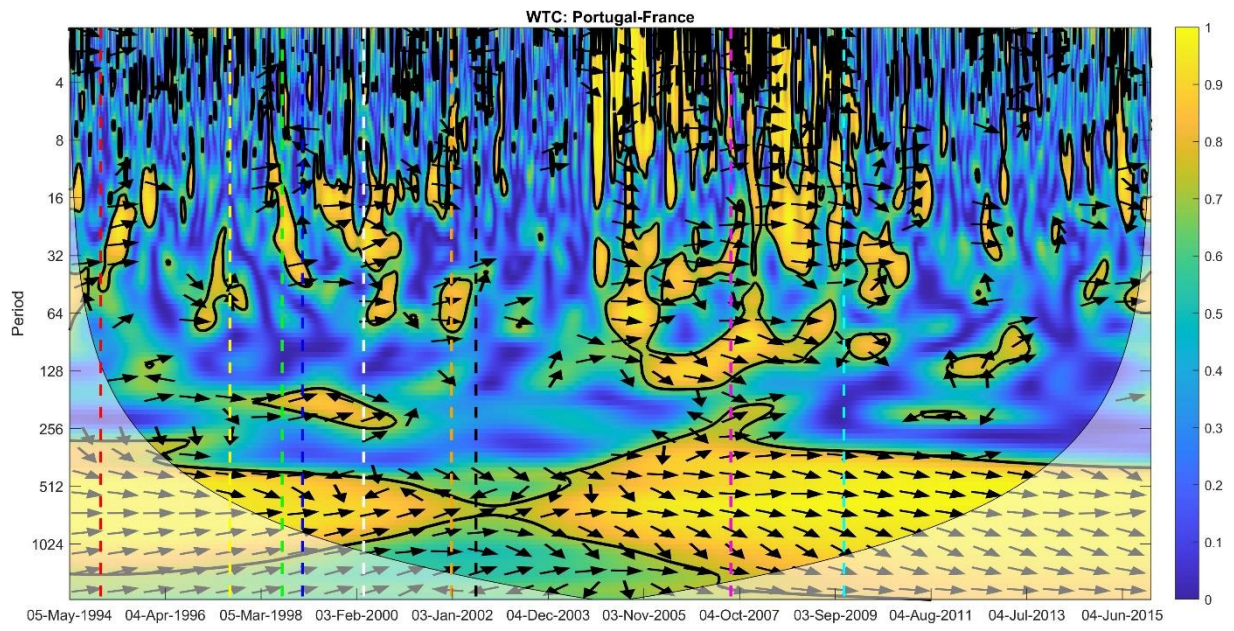
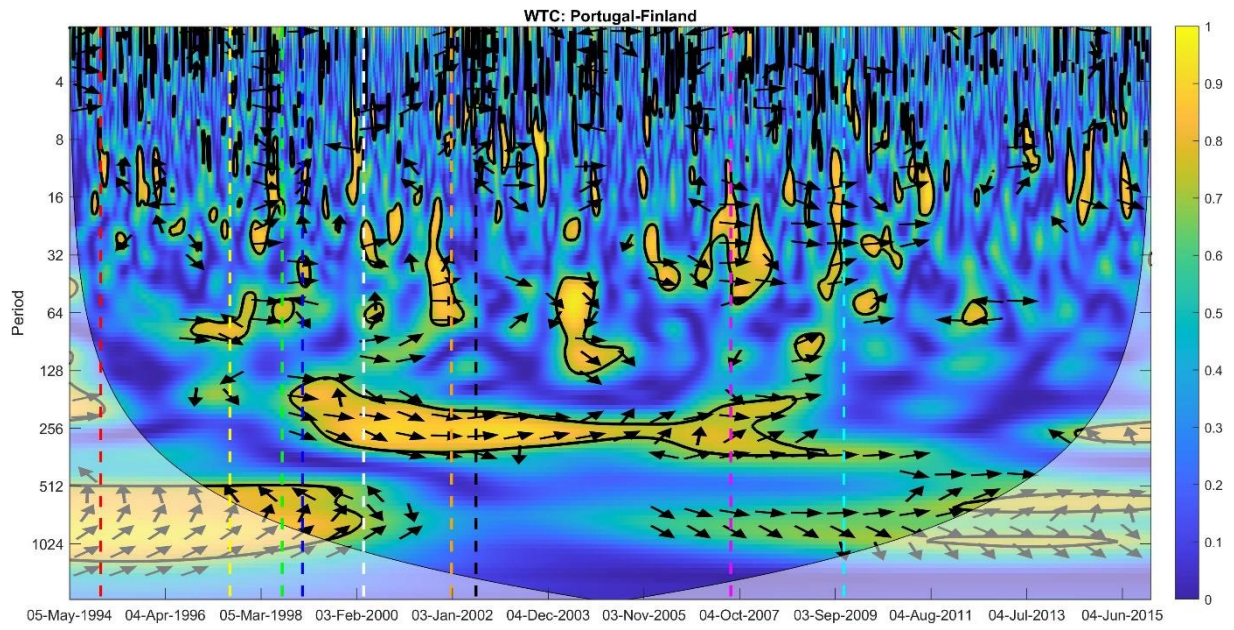
**Figure (A1). Suite**



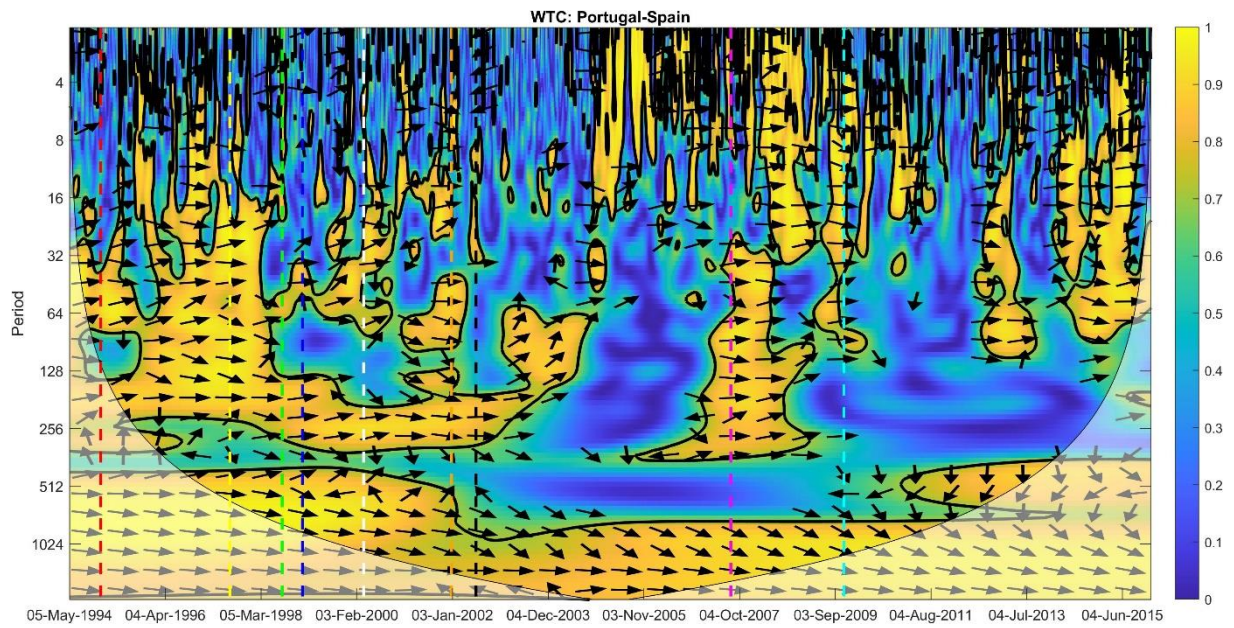
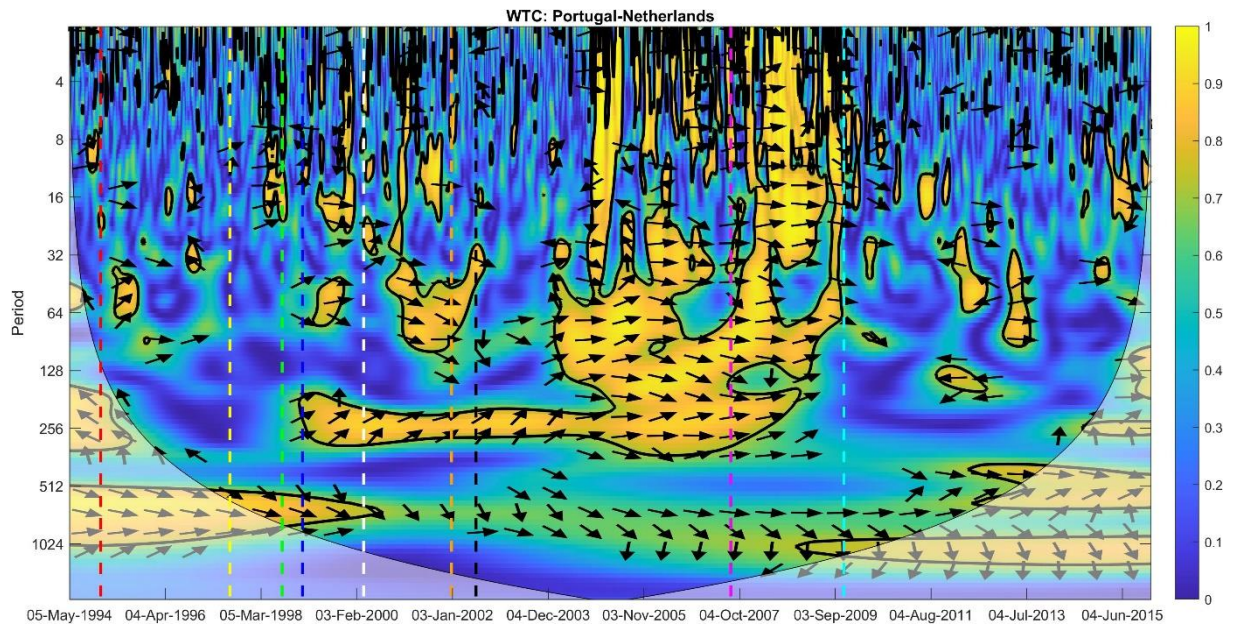
**Figure (A1). Suite**



**Figure (A1). Suite**

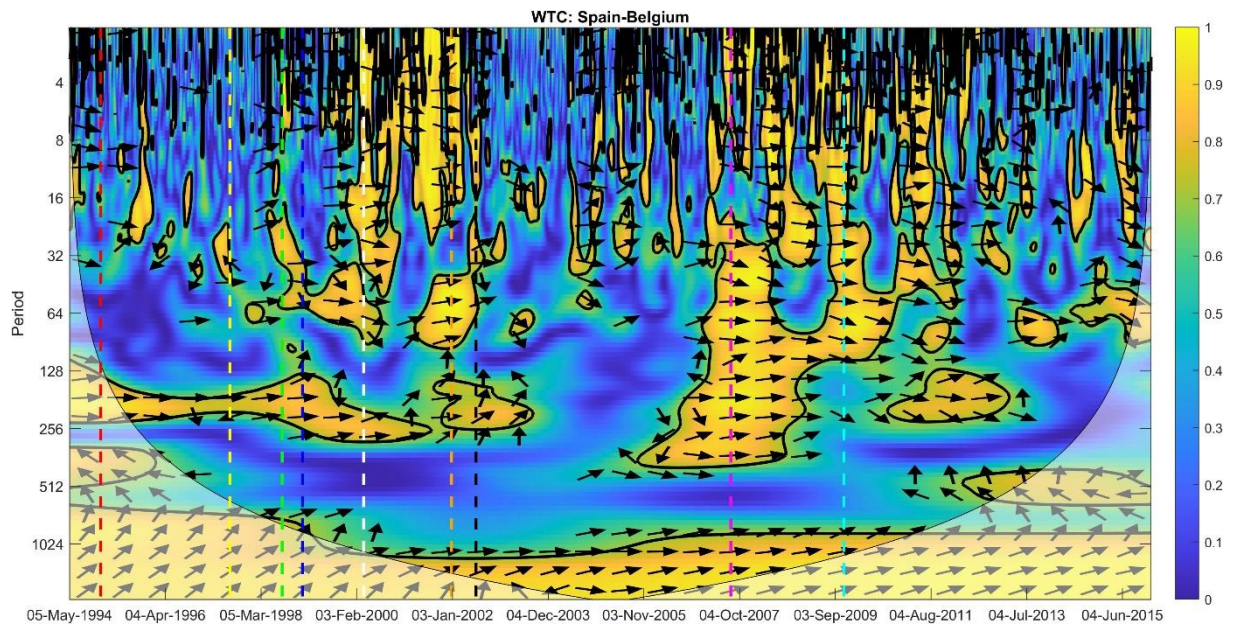
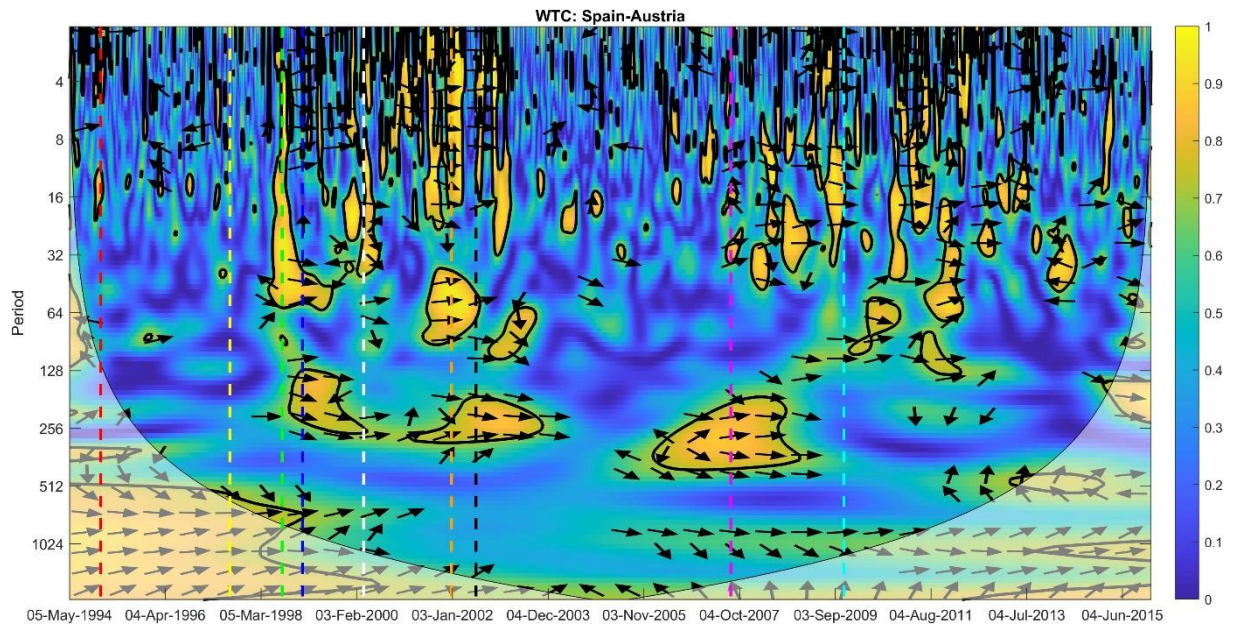


**Figure (A1).** Suite

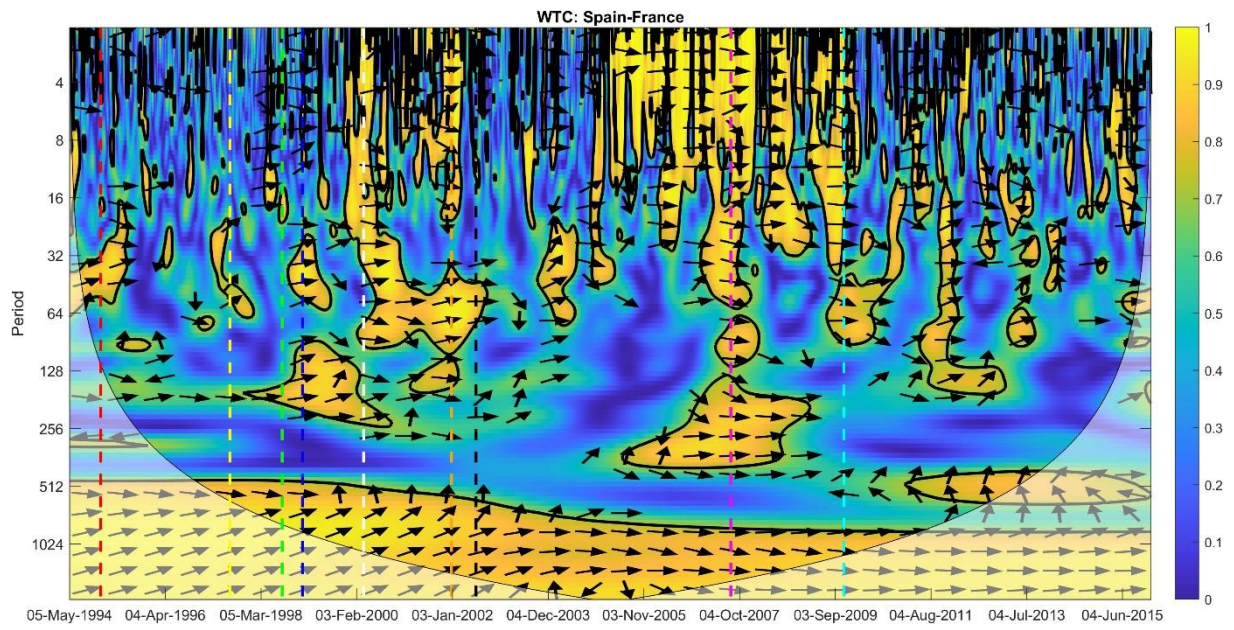
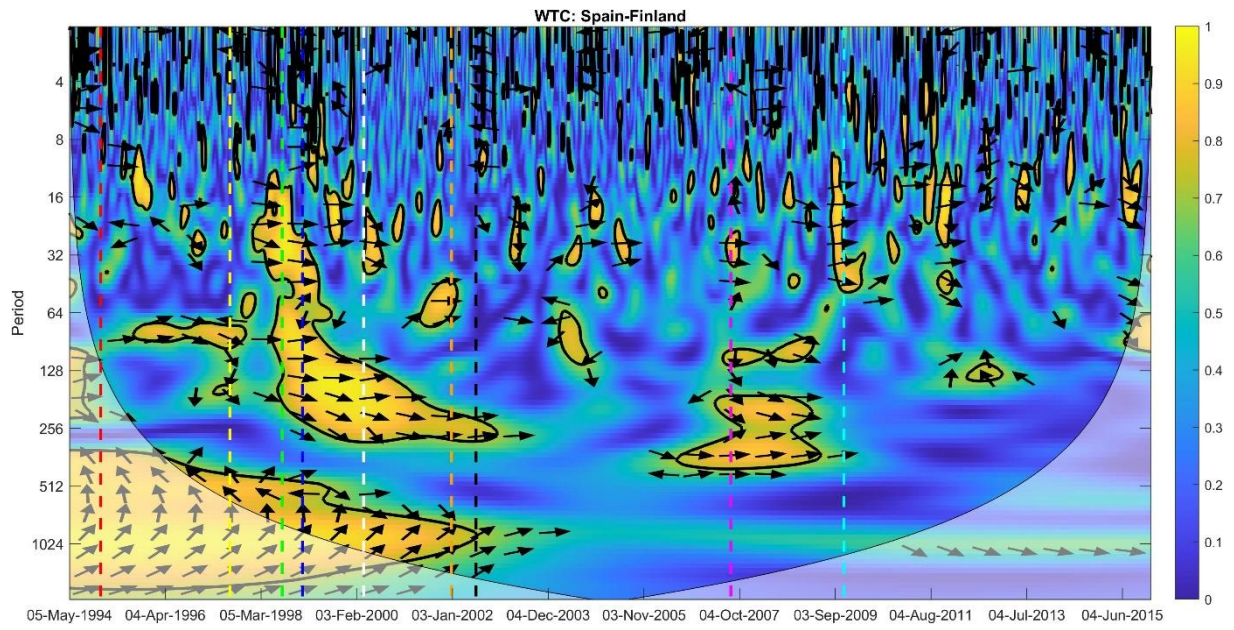


**Figure (A1). Suite**

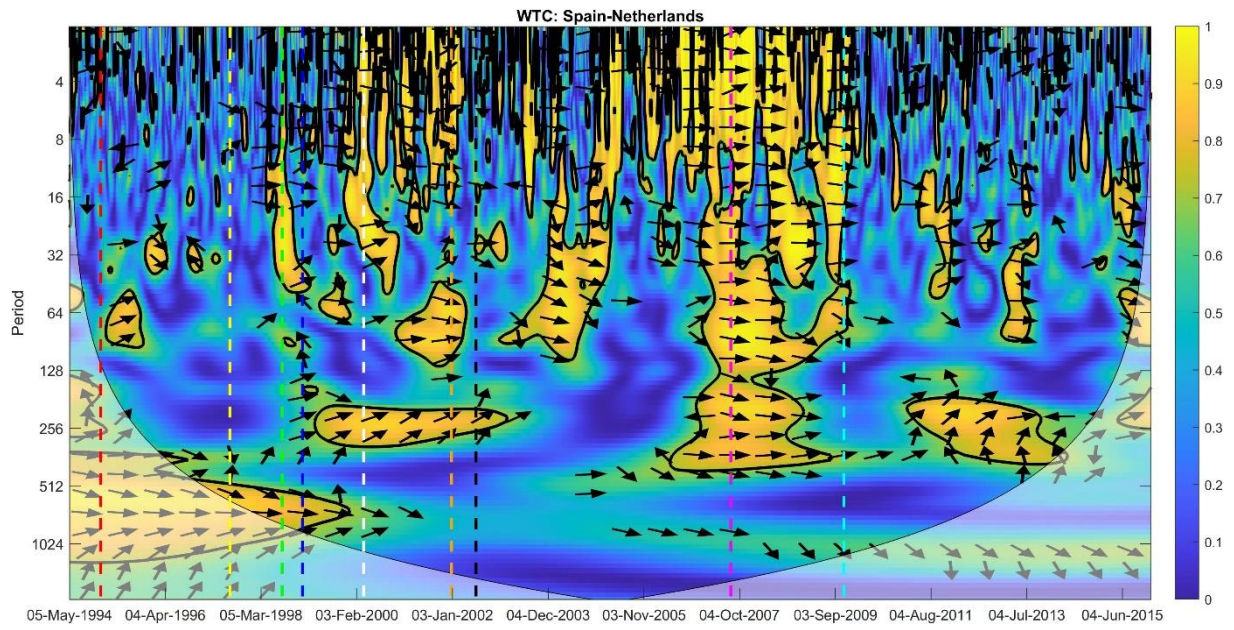




**Figure (A1). Suite**



**Figure (A1). Suite**



**Figure (A1).** Suite

## BIBLIOGRAPHIE

1. Aba Al-Kail, M., Berglund, T. (2002). *The Impact of the EMU on International Portfolio Investments*. Svenska Handelshögskolan.
2. Abad, P., Chuliá, H., & Gómez-Puig, M. (2010). EMU and European government bond market integration. *Journal of Banking & Finance*, 34(12), 2851-2860.
3. Aboura, S., & Chevallier, J. (2015). Volatility returns with vengeance: Financial markets vs. commodities. *Research in International Business and Finance*, 33, 334-354.
4. Acharya, V., Drechsler, I., & Schnabl, P. (2014). A pyrrhic victory? Bank bailouts and sovereign credit risk. *The Journal of Finance*, 69(6), 2689-2739.
5. Afonso, António & Arghyrou, Michael G. & Kontonikas, Alexandros, 2015. "The determinants of sovereign bond yield spreads in the EMU," Working Paper Series 1781, European Central Bank.
6. Aguiar-Conraria, L., Magalhães, P. C., & Soares, M. J. (2010). *On Waves in War and Elections Wavelet Analysis of Political Time-Series* (No. 1/2010). NIPE-Universidade do Minho.
7. Aguiar-Conraria, L., Martins, M. M., & Soares, M. J. (2012). The yield curve and the macro-economy across time and frequencies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(12), 1950-1970.
8. Aielli, G. P. (2013). Dynamic conditional correlation: on properties and estimation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3), 282-299.
9. Aït-Sahalia, Y., Cacho-Diaz, J., & Laeven, R. J. (2015). Modeling financial contagion using mutually exciting jump processes. *Journal of Financial Economics*, 117(3), 585-606.
10. Aizenman, J., Hutchison, M., & Jinjara, 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.
11. Albulescu, C. T., Goyeau, D., & Tiwari, A. K. (2017). Co-movements and contagion between international stock index futures markets. *Empirical Economics*, 52(4), 1529-1568.
12. Alexakis, C., & Pappas, V. (2018). Sectoral dynamics of financial contagion in Europe-The cases of the recent crises episodes. *Economic Modelling*, 73, 222-239.
13. Alexakis, P. D., Kenourgios, D., & Dimitriou, D. (2016). On emerging stock market contagion: The Baltic region. *Research in International Business and Finance*, 36, 312-321.
14. Algieri, B., & Leccadito, A. (2017). Assessing contagion risk from energy and non-energy commodity markets. *Energy Economics*, 62, 312-322.
15. Allegret, J. P., Raymond, H., & Rharrabti, H. (2017). The impact of the European sovereign debt crisis on banks stocks. Some evidence of shift contagion in Europe. *Journal of Banking & Finance*, 74, 24-37.

16. Allen, F., Beck, T., Carletti, E., Lane, P.R., Schoenmaker, D., Wagner, W. (2011). *Cross-border banking in Europe: implications for financial stability and macroeconomic policies*. CEPR.
17. Aloui, C., & Hkiri, B. (2014). Co-movements of GCC emerging stock markets: New evidence from wavelet coherence analysis. *Economic Modelling*, 36, 421-431.
18. Aloui, R., Aïssa, M. S. B., & Nguyen, D. K. (2011). Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects: The role of economic structure?. *Journal of Banking & Finance*, 35(1), 130-141.
19. Aloui, R., Hammoudeh, S., & Nguyen, D. K. (2013). A time-varying copula approach to oil and stock market dependence: The case of transition economies. *Energy Economics*, 39, 208-221.
20. Altavilla, Carlo and Giannone, Domenico and Lenza, Michele, The Financial and Macroeconomic Effects of OMT Announcements (July 9, 2014). ECB Working Paper No. 1707, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2464118>
21. Anastasopoulos, A. (2018). Testing for financial contagion: New evidence from the Greek crisis and yuan devaluation. *Research in International Business and Finance*, 45, 499-511.
22. Apergis, N., Christou, C., & Kynigakis, I. (2019). Contagion across US and European financial markets: Evidence from the CDS markets. *Journal of International Money and Finance*, 96, 1-12.
23. 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.
24. Arshanapalli, B., & Doukas, J. (1993). International stock market linkages: Evidence from the pre-and post-October 1987 period. *Journal of Banking & Finance*, 17(1), 193-208.
25. Bacchetta, P., Tille, C., & Van Wincoop, E. (2012). Self-fulfilling risk panics. *American Economic Review*, 102(7), 3674-3700.
26. Bae, K. H., Karolyi, G. A., & Stulz, R. M. (2003). A new approach to measuring financial contagion. *The Review of Financial Studies*, 16(3), 717-763.
27. Baele, L. (2005). Volatility spillover effects in European equity markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 373-401.
28. Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.
29. Baig, T., & Goldfajn, I. (1999). Financial market contagion in the Asian crisis. *IMF staff papers*, 46(2), 167-195.
30. Baldwin, R. E. (2006). 'The euro's trade effects' ECB Working Paper Series No. 594.
31. Banerjee, A. K. (2021). Futures Market and the Contagion Effect of COVID-19 Syndrome. *Finance Research Letters*, 102018.
32. Banerjee, A. V. (1992). A simple model of herd behavior. *The quarterly journal of economics*, 107(3), 797-817.
33. Bannigidadmath, D., & Narayan, P. K. (2016). Stock return predictability and determinants of predictability and profits. *Emerging Markets Review*, 26, 153-173.

34. Baur, D. G. (2012). Financial contagion and the real economy. *Journal of Banking & Finance*, 36(10), 2680-2692.
35. Beck, R., Georgiadis, G., & Gräß, J. (2016). The geography of the great rebalancing in euro area bond markets during the sovereign debt crisis. *Journal of Empirical Finance*, 38, 449-460.
36. Beirne, J., & Fratzscher, M. (2013). The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34, 60-82.
37. Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M., & Mehl, A. (2014). The global crisis and equity market contagion. *The Journal of Finance*, 69(6), 2597-2649.
38. Bekaert, G., Harvey, C.R., & Ng, A. (2005). Market integration and contagion. *The Journal of Business*, 78(1), 39-70.
39. Bekaert, G., Hodrick, R. J., & Zhang, X. (2009). International stock return comovements. *The Journal of Finance*, 64(6), 2591-2626.
40. Benhmad, F. (2013). Bull or bear markets: A wavelet dynamic correlation perspective. *Economic Modelling*, 32, 576-591.
41. Berenberg-Gossler, P., & Enderlein, H. (2016). Financial market fragmentation in the euro area: State of play. *Policy Paper*, (177).
42. Bernoth, K., & Erdogan, B. (2012). Sovereign bond yield spreads: A time-varying coefficient approach. *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 639-656.
43. Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades. *Journal of political Economy*, 100(5), 992-1026.
44. Billio, M., & Pelizzon, L. (2003). Contagion and interdependence in stock markets: Have they been misdiagnosed?. *Journal of Economics and Business*, 55(5-6), 405-426.
45. Bird, G., Du, W., Pentecost, E., & Willett, T. (2017a). Safe haven or contagion? The disparate effects of Euro-zone crises on non-Euro-zone neighbours. *Applied Economics*, 49(59), 5895-5904.
46. Bird, G., Du, W., Pentecost, E., & Willett, T. (2017b). Was it different the second time? An empirical analysis of contagion during the crises in Greece 2009–15. *The World Economy*, 40(12), 2530-2542.
47. BIS (2009). *The International Financial Crisis: Timeline, impact and Policy responses in Asia and the Pacific*. Bank for International Settlements.
48. Blatt, D., Candelon, B., & Manner, H. (2015). Detecting contagion in a multivariate time series system: An application to sovereign bond markets in Europe. *Journal of Banking & Finance*, 59, 1-13.
49. Bodart, V., & Candelon, B. (2009). Evidence of interdependence and contagion using a frequency domain framework. *Emerging Markets Review*, 10(2), 140-150.
50. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
51. Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505.

52. Bolton, P., & Jeanne, O. (2011). Sovereign default risk and bank fragility in financially integrated economies. *IMF Economic Review*, 59(2), 162-194.
53. Boubaker, S., Jouini, J., & Lahiani, A. (2016). Financial contagion between the US and selected developed and emerging countries: The case of the subprime crisis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 61, 14-28.
54. Boyer, B. H., Kumagai, T., & Yuan, K. (2006). How do crises spread? Evidence from accessible and inaccessible stock indices. *The Journal of Finance*, 61(2), 957-1003.
55. Boysen-Hogrefe, J. (2017). Risk assessment on euro area government bond markets—The role of governance. *Journal of International Money and Finance*, 73, 104-117.
56. Broto, C., & Perez-Quiros, G. (2015). Disentangling contagion among sovereign CDS spreads during the European debt crisis. *Journal of Empirical Finance*, 32, 165-179.
57. Brutti, F., & Sauré, P. (2015). Transmission of sovereign risk in the euro crisis. *Journal of International Economics*, 97(2), 231-248.
58. Buchholz, M., & Tonzer, L. (2016). Sovereign Credit Risk Co-Movements in the Eurozone: Simple Interdependence or Contagion?. *International Finance*, 19(3), 246-268.
59. Calvo, G. A. (1999). Contagion in Emerging Markets: When Wall Street is a carrier.
60. Calvo, G. A., & Mendoza, E. G. (2000). Rational contagion and the globalization of securities markets. *Journal of International Economics*, 51(1), 79-113.
61. Calvo, Sara & Reinhart, Carmen, 1996. "Capital flows to Latin America : Is there evidence of contagion effects?," Policy Research Working Paper Series 1619, The World Bank.
62. Caporin, M., Pelizzon, L., Ravazzolo, F., & Rigobon, R. (2018). Measuring sovereign contagion in Europe. *Journal of Financial Stability*, 34, 150-181.
63. Cappiello, L., Engle, R. F., & Sheppard, K. (2006). Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics*, 4(4), 537-572.
64. Caramazza, F., Ricci, L., & Salgado, R. (2004). International financial contagion in currency crises. *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 51-70.
65. Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
66. Celik, S. (2012). The more contagion effect on emerging markets: The evidence of DCC-GARCH model. *Economic Modelling*, 29(5), 1946-1959.
67. Chan, K. S., Chao, C. C., & Chou, W. L. (2002). Trade similarities and contagion among the Asian crisis economies. *Journal of Asian Economics*, 13(2), 271-283.
68. Changqing, L., Chi, X., Cong, Y., & Yan, X. (2015). Measuring financial market risk contagion using dynamic MRS-Copula models: The case of Chinese and other international stock markets. *Economic Modelling*, 51, 657-671.
69. Chen, G. M., Firth, M., & Rui, O. M. (2002). Stock market linkages: evidence from Latin America. *Journal of Banking & Finance*, 26(6), 1113-1141.
70. Chen, M. P., Chen, W. Y., & Tseng, T. C. (2017). Co-movements of returns in the health care sectors from the US, UK, and Germany stock markets: Evidence from the

- continuous wavelet analyses. *International Review of Economics & Finance*, 49, 484-498.
71. 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.
  72. Choudhry, T., Lu, L., & Peng, K. (2007). Common stochastic trends among Far East stock prices: Effects of the Asian financial crisis. *International Review of Financial Analysis*, 16(3), 242-261.
  73. Cifarelli, G., & Paladino, G. (2004). The impact of the Argentine default on volatility co-movements in emerging bond markets. *Emerging Markets Review*, 5(4), 427-446.
  74. Claeys, P., & Vašíček, B. (2014). Measuring bilateral spillover and testing contagion on sovereign bond markets in Europe. *Journal of Banking & Finance*, 46, 151-165.
  75. Collins, D., & Biekpe, N. (2003). Contagion: a fear for African equity markets?. *Journal of Economics and Business*, 55(3), 285-297.
  76. Considère-Charon, M. C. (2011). Regards sur la crise irlandaise. *Politique étrangère*, été(2), 429-440.
  77. Corsetti, G., Pericoli, M., & Sbracia, M. (2005). 'Some contagion, some interdependence': More pitfalls in tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24(8), 1177-1199.
  78. Corsetti, G., Pesenti, P., & Roubini, N. (1999). What caused the Asian currency and financial crisis?. *Japan and the world economy*, 11(3), 305-373.
  79. Coudert, V., & Gex, M. (2010). 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.
  80. Creal, D., Koopman, S. J., & Lucas, A. (2013). Generalized autoregressive score models with applications. *Journal of Applied Econometrics*, 28(5), 777-795.
  81. Cronin, D., Flavin, T. J., & Sheenan, L. (2016). Contagion in Eurozone sovereign bond markets? The good, the bad and the ugly. *Economics Letters*, 143, 5-8.
  82. Dailami, M., Masson, P.R., Padou, J.J., (2008). Global monetary conditions versus country-specific factors in the determination of emerging market debt spreads. *Journal of International Money and Finance*, 27(8), 1325-1336.
  83. Dai, X., Wang, Q., Zha, D., & Zhou, D. (2020). Multi-scale dependence structure and risk contagion between oil, gold, and US exchange rate: A wavelet-based vine-copula approach. *Energy Economics*, 88, 104774.
  84. Das, D., Kannadhasan, M., Tiwari, A. K., & Al-Yahyaee, K. H. (2018). Has co-movement dynamics in emerging stock markets changed after global financial crisis? New evidence from wavelet analysis. *Applied Economics Letters*, 25(20), 1447-1453.
  85. Dash, S. R., & Maitra, D. (2019). The relationship between emerging and developed market sentiment: A wavelet-based time-frequency analysis. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 22, 135-150.
  86. De Grauwe, P. (2011). The governance of a fragile Eurozone, economic policy, CEPS working documents.



87. De Grauwe, P., & Ji, Y. (2013). Self-fulfilling crises in the Eurozone: An empirical test. *Journal of International Money and Finance*, 34, 15-36.
88. De Pooter, M., Martin, R., & Pruitt, S. (2012). The effects of official bond market intervention in Europe. *Federal Reserve Board of Governors mimeo*.
89. De Santis, R. A., & Gérard, B. (2006). Financial integration, international portfolio choice and the European Monetary Union.
90. De Santis, Roberto A., 2012. "The Euro area sovereign debt crisis: safe haven, credit rating agencies and the spread of the fever from Greece, Ireland and Portugal," Working Paper Series 1419, European Central Bank.
91. Dellas, H., & Tavlas, G. (2012). *The road to Ithaca: the Gold Standard, the Euro and the origins of the Greek sovereign debt crisis* (No. 149). Bank of Greece.
92. Dewandaru, G., Masih, R., & Masih, A. M. M. (2015). Why is no financial crisis a dress rehearsal for the next? Exploring contagious heterogeneities across major Asian stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 419, 241-259.
93. Dewandaru, G., Masih, R., & Masih, A. M. M. (2016). What can wavelets unveil about the vulnerabilities of monetary integration? A tale of Eurozone stock markets. *Economic Modelling*, 52, 981-996.
94. Dewandaru, G., Masih, R., & Masih, M. (2017). Regional spillovers across transitioning emerging and frontier equity markets: A multi-time scale wavelet analysis. *Economic Modelling*, 65, 30-40.
95. Dewandaru, G., Masih, R., & Masih, M. (2018). Unraveling the Financial Contagion in European Stock Markets During Financial Crises: Multi-Timescale Analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(4), 859-880.
96. Dewandaru, G., Rizvi, S. A. R., Masih, R., Masih, M., & Alhabshi, S. O. (2014). Stock market co-movements: Islamic versus conventional equity indices with multi-timescales analysis. *Economic Systems*, 38(4), 553-571.
97. Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419.
98. Diks, C., & Panchenko, V. (2006). A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(9-10), 1647-1669.
99. Dimitriou, D., & Kenourgios, D. (2013). Financial crises and dynamic linkages among international currencies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 319-332.
100. Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2013). Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCH–DCC approach. *International Review of Financial Analysis*, 30, 46-56.
101. Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2017). Financial crises, exchange rate linkages and uncovered interest parity: Evidence from G7 markets. *Economic Modelling*, 66, 112-120.
102. Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83-106.

103. Dornbusch, R., Goldfajn, I., Valdés, R. O., Edwards, S., & Bruno, M. (1995). Currency crises and collapses. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995(2), 219-293.
104. Dornbusch, R., Park, Y. C., & Claessens, S. (2000). Contagion: understanding how it spreads. *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.
105. Dungey, M., & Gajurel, D. (2014). Equity market contagion during the global financial crisis: Evidence from the world's eight largest economies. *Economic Systems*, 38(2), 161-177.
106. Dungey, M., & Zhumabekova, D. (2001). *Testing for contagion using correlations: some words of caution* (No. 2001-09). Federal Reserve Bank of San Francisco.
107. Dungey, M., Fry, R., González-Hermosillo, B., & Martin, V. L. (2005). Empirical modelling of contagion: a review of methodologies. *Quantitative finance*, 5(1), 9-24.
108. Duwicquet, V., Mazier, J., & Saadaoui, J. (2013). Désajustements de change, fédéralisme budgétaire et redistribution. *Revue de l'OFCE*, (1), 57-96.
109. Edwards, S. (2000). Contagion. *The World Economy*, 23(7), 873-900.
110. Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2017). Euro area government bonds—Fragmentation and contagion during the sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 70, 26-44.
111. Ehrmann, M., Fratzscher, M., Gürkaynak, R. S., & Swanson, E. T. (2011). Convergence and anchoring of yield curves in the euro area. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 350-364.
112. Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1996). Contagious currency crises: first tests. *Scandinavian Journal of Economics*, 98(4), 463-484.
113. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
114. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
115. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
116. Eser, F., & Schwaab, B. (2013). Assessing asset purchases within the ECB's securities markets programme.
117. Falagiarda, M., & Reitz, S. (2015). Announcements of ECB unconventional programs: Implications for the sovereign spreads of stressed euro area countries. *Journal of International Money and Finance*, 53, 276-295.
118. Federal Reserve Board of St. Louis (2009). *The financial crisis: A timeline of events and policy actions*.
119. Flam, Harry; Nordström, Håkan (2006) : Euro effects on the intensive and extensive margins of trade, CESifo Working Paper, No. 1881, Center for Economic Studies and ifo Institute (CESifo), Munich.
120. Flood, R. P., & Garber, P. M. (1984). Collapsing exchange-rate regimes: Some linear examples. *Journal of International Economics*, 17(1-2), 1-13.

121. Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
122. Forbes, K., Rigobon, R. (2001). Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications. *Economía*, 1(2), 1-46.
123. Forbes, Kristin J., The 'Big C': Identifying and Mitigating Contagion (August 9, 2012). MIT Sloan Research Paper No. 4970-12, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2149908>
124. Ftiti, Z., Tiwari, A., Belanès, A., & Guesmi, K. (2015). Tests of financial market contagion: Evolutionary cospectral analysis versus wavelet analysis. *Computational Economics*, 46(4), 575-611.
125. Gabor, D. (1946). Theory of communication. *Journal of the Institution of Electrical Engineers*, 93(26), 429-457.
126. Galambos, J. (1975). Order statistics of samples from multivariate distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 70(351), 674-680.
127. Gallegati, M. (2012). A wavelet-based approach to test for financial market contagion. *Computational Statistics & Data Analysis*, 56(11), 3491-3497.
128. Gençay, R., Selçuk, F., Whitcher, B., 2002. An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics. San Diego Academic Press, San Diego.
129. Georgoutsos, D., & Migiakis, P. (2017). Market Sentiment and Contagion in Euro-Area Bond Markets. In *Handbook of Investors' Behavior During Financial Crises* (pp. 241-256). Academic Press.
130. Gerlach, S., & Smets, F. (1995). Contagious speculative attacks. *European Journal of Political Economy*, 11(1), 45-63.
131. Ghysels, E., Idier, J., Manganelli, S., & Vergote, O. (2017). A high-frequency assessment of the ECB Securities Markets Programme. *Journal of the European Economic Association*, 15(1), 218-243.
132. Gibson, H. D., Hall, S. G., & Tavlás, G. S. (2014). Fundamentally wrong: market pricing of sovereigns and the Greek financial crisis. *Journal of Macroeconomics*, 39, 405-419.
133. Gibson, H. D., Hall, S. G., & Tavlás, G. S. (2016). How the euro-area sovereign-debt crisis led to a collapse in bank equity prices. *Journal of Financial Stability*, 26, 266-275.
134. 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.
135. Giovannini, A. (2010). Why the European securities market is not fully integrated. In *Europe and the Euro* (pp. 255-283). University of Chicago Press.
136. Gjika, D., & Horvath, R. (2013). Stock market comovements in Central Europe: Evidence from the asymmetric DCC model. *Economic Modelling*, 33, 55-64.
137. Glick, R., & Rose, A. K. (1999). Contagion and trade: Why are currency crises regional?. *Journal of international Money and Finance*, 18(4), 603-617.
138. Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.

139. Gödl, M., & Kleinert, J. (2016). Interest rate spreads in the eurozone: Fundamentals or sentiments?. *Review of World Economics*, 152(3), 449-475.
140. Goetzmann, W., Li, L., & Rouwenhorst, K. (2005). Long-Term Global Market Correlations. *The Journal of Business*, 78(1), 1-38.
141. Goldstein, M. (1998). *The Asian financial crisis: Causes, cures, and systemic implications* (Vol. 55). Peterson Institute.
142. Gómez-Puig, M., & Sosvilla-Rivero, S. (2016). Causes and hazards of the euro area sovereign debt crisis: Pure and fundamentals-based contagion. *Economic Modelling*, 56, 133-147.
143. Gómez-Puig, M., Sosvilla-Rivero, S., & del Carmen Ramos-Herrera, M. (2014). An update on EMU sovereign yield spread drivers in times of crisis: A panel data analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 30, 133-153.
144. Gorea, D., & Radev, D. (2014). The euro area sovereign debt crisis: Can contagion spread from the periphery to the core?. *International Review of Economics & Finance*, 30, 78-100.
145. Gozgor, G., Lau, C. K. M., & Bilgin, M. H. (2016). Commodity markets volatility transmission: Roles of risk perceptions and uncertainty in financial markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 44, 35-45.
146. Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
147. Grinsted, A., Jevrejeva, S., & Moore, J. (2004). Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear Process Geophys*, 11(5/6), 561-566.
148. Grossmann, A., & Morlet, J. (1984). Decomposition of Hardy functions into square integrable wavelets of constant shape. *SIAM Journal on Mathematical Analysis*, 15(4), 723-736.
149. Gumbel, E. J. (1960). Bivariate exponential distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 55(292), 698-707.
150. Haile, F., & Pozo, S. (2008). Currency crisis contagion and the identification of transmission channels. *International Review of Economics & Finance*, 17(4), 572-588.
151. Hamilton, J. (1994). *Time series econometrics*. Princeton U. Press, Princeton.
152. 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*, 57(2), 357-384.
153. Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333.
154. Hansen, B. E. (1994). Autoregressive conditional density estimation. *International Economic Review*, 35(3), 705-730.
155. Haselmann, R., & Herwartz, H. (2010). The introduction of the Euro and its effects on portfolio decisions. *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 94-110.
156. Hiemstra, C., & Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation. *The Journal of Finance*, 49(5), 1639-1664.

157. Horta, P., Mendes, C., & Vieira, I. (2010). Contagion effects of the subprime crisis in the European NYSE Euronext markets. *Portuguese Economic Journal*, 9(2), 115-140.
158. Huyghebaert, N., & Wang, L. (2010). The co-movement of stock markets in East Asia: Did the 1997–1998 Asian financial crisis really strengthen stock market integration?. *China Economic Review*, 21(1), 98-112.
159. Jeanneret, A., & Chouaib, E. (2015). La crise de la dette en Europe. *L'Actualité Economique*, 91(4), 599-631.
160. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
161. Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
162. Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. (2003). *The center and the periphery: the globalization of financial turmoil* (No. w9479). National Bureau of Economic Research.
163. Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics*, 51(1), 145-168.
164. Kaminsky, G.L., Schmukler, S.L. (1999). What triggers market jitters? A chronicle of the Asian crisis. *Journal of International Money and Finance*, 18(4), 537-560.
165. Kchaou, O., & Bellalah, M. (2020). The contagion of the Greek debt crisis on the EMU sovereign bond markets: a Garch-DCC approach. *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 39(1-2), 100-120.
166. Kenourgios, D. (2014). On financial contagion and implied market volatility. *International Review of Financial Analysis*, 34, 21-30.
167. Kenourgios, D., & Dimitriou, D. (2015). Contagion of the Global Financial Crisis and the real economy: A regional analysis. *Economic Modelling*, 44, 283-293.
168. Kenourgios, D., & Padhi, P. (2012). Emerging markets and financial crises: regional, global or isolated shocks?. *Journal of Multinational Financial Management*, 22(1-2), 24-38.
169. Kenourgios, D., Naifar, N., & Dimitriou, D. (2016). Islamic financial markets and global crises: Contagion or decoupling?. *Economic Modelling*, 57, 36-46.
170. Kenourgios, D., Samitas, A., & Paltalidis, N. (2011). Financial crises and stock market contagion in a multivariate time-varying asymmetric framework. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(1), 92-106.
171. Khalid, A., & Rajaguru, G. (2007). Financial Market Contagion: Evidence from the Asian Crisis using a Multivariate GARCH Approach'. *Bond University, Globalisation and Development Centre, Working Paper*.
172. King, M. A., & Wadhvani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *The Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
173. Kodres, L. E., & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *The Journal of Finance*, 57(2), 769-799.
174. Kosmidou, K. V., Kousenidis, D. V., & Negakis, C. I. (2015). The impact of the EU/ECB/IMF bailout programs on the financial and real sectors of the ASE during the Greek sovereign crisis. *Journal of Banking & Finance*, 50, 440-454.

175. Kosmidou, K., Kousenidis, D., Ladas, A., & Negkakis, C. (2019). Do institutions prevent contagion in financial markets? Evidence from the European debt crisis. *The European Journal of Finance*, 25(7), 632-646.
176. Kouretas, G. P., & Vlamis, P. (2010). The Greek crisis: causes and implications. *Panoeconomicus*, 57(4), 391-404.
177. Krishnamurthy, A., Nagel, S., & Vissing-Jorgensen, A. (2018). ECB policies involving government bond purchases: Impact and channels. *Review of Finance*, 22(1), 1-44.
178. Kumar, M. S., & Persaud, A. (2002). Pure contagion and investors' shifting risk appetite: analytical issues and empirical evidence. *International Finance*, 5(3), 401-436.
179. Lee, H. Y., Wu, H. C., & Wang, Y. J. (2007). Contagion effect in financial markets after the South-East Asia Tsunami. *Research in International Business and Finance*, 21(2), 281-296.
180. Lee, S.B., Kim, K.J., 1993. Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stocks markets?. *Review of Financial Economics* 3(1), 89-102.
181. Leschinski, C., & Bertram, P. (2017). Time varying contagion in EMU government bond spreads. *Journal of Financial Stability*, 29, 72-91.
182. Leung, H., Schiereck, D., & Schroeder, F. (2017). Volatility spillovers and determinants of contagion: Exchange rate and equity markets during crises. *Economic Modelling*, 61, 169-180.
183. Li, F. (2009). *Testing for financial contagion with applications to the Canadian banking system* (No. 2009, 14). Bank of Canada Working Paper.
184. Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The Journal of Finance*, 56(2), 649-676.
185. Longstaff, F. A. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 97(3), 436-450.
186. Ludwig, A. (2014). A unified approach to investigate pure and wake-up-call contagion: Evidence from the Eurozone's first financial crisis. *Journal of International Money and Finance*, 48, 125-146.
187. Madaleno, M., & Pinho, C. (2012). International stock market indices comovements: a new look. *International Journal of Finance & Economics*, 17(1), 89-102.
188. Madaleno, M., & Pinho, C. (2014). Wavelet dynamics for oil-stock world interactions. *Energy Economics*, 45, 120-133.
189. Malliaris, A. G., & Urrutia, J. L. (1992). The international crash of October 1987: causality tests. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3), 353-364.
190. Martín-Barragán, B., Ramos, S. B., & Veiga, H. (2015). Correlations between oil and stock markets: A wavelet-based approach. *Economic Modelling*, 50, 212-227.
191. Masson, M. P. R. (1998). *Contagion: Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria* (No. 98-142). International Monetary Fund.
192. Masson, P. (1999). Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria. *Journal of International Money and Finance*, 18(4), 587-602.

193. Merler, Silvia; Pisani-Ferry, Jean (2012) : Sudden stops in the Euro area, Bruegel Policy Contribution, No. 2012/06, Bruegel, Brussels.
194. Mestre, Roman & Terraza, Michel, 2017. "Analyse Multidimensionnelle Temps-Fréquence du MEDAF [Multidimensional Time-Frequency Analysis Of The Capm]," MPRA Paper 86330, University Library of Munich, Germany.
195. Metiu, N. (2012). Sovereign risk contagion in the Eurozone. *Economics Letters*, 117(1), 35-38.
196. Meyer, Y., Jaffard, S., & Rioul, O. (1987). L'analyse par ondelettes. *Pour la science*, 119, 28-37.
197. Mink, M., & De Haan, J. (2013). Contagion during the Greek sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34, 102-113.
198. Mishkin, F. S. (1996). *Understanding financial crises: a developing country perspective* (No. w5600). National Bureau of Economic Research.
199. Moisescu, E.R., Giurescu, A. (2016). Sovereign debt crisis. From challenges to solutions. *Theoretical and Applied Economics*, XXIII( 1(606)), 195-202.
200. Mondria, J., & Quintana-Domeque, C. (2013). Financial contagion and attention allocation. *The Economic Journal*, 123(568), 429-454.
201. Moro, B. (2014). Lessons from the European economic and financial great crisis: A survey. *European Journal of Political Economy*, 34, S9-S24.
202. Mullainathan, S. (1998). *A Memory Based Model of Bounded Rationality*. Massachusetts Institute of Technology. Mimeographed.
203. Muratori, U. (2014). Contagion in the Euro Area Sovereign Bond Market. *Social Sciences*, 4(1), 66-82.
204. N'Diaye, P., Zhang, P., & Zhang, W. (2010). Structural reform, intra-regional trade, and medium-term growth prospects of East Asia and the Pacific—Perspectives from a new multi-region model. *Journal of Asian Economics*, 21(1), 20-36.
205. Neaime, S. (2012). The global financial crisis, financial linkages and correlations in returns and volatilities in emerging MENA stock markets. *Emerging Markets Review*, 13(3), 268-282.
206. Nelsen, R. B. (1999). *An Introduction to Copulas*. Springer&Verlag, New York.
207. Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
208. Neri, S., & Ropele, T. (2015). The macroeconomic effects of the sovereign debt crisis in the euro area. *Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No, 1007*.
209. Nițoi, M., & Pochea, M. M. (2020). Time-varying dependence in European equity markets: A contagion and investor sentiment driven analysis. *Economic Modelling*, 86, 133-147.
210. Orlov, A. G. (2009). A cospectral analysis of exchange rate comovements during Asian financial crisis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(5), 742-758.
211. Papavassiliou, V. G. (2014). Financial contagion during the European sovereign debt crisis: A selective literature review. *Crisis Observatory, Research Paper, 11*.

212. Pappas, V., Ingham, H., Izzeldin, M., & Steele, G. (2016). Will the crisis “tear us apart”? Evidence from the EU. *International Review of Financial Analysis*, 46, 346-360.
213. Park, K. H. (2015). Lessons and Implications from the European Sovereign Debt Crisis. *Journal of Finance and Economics*, 3(3), 72-88.
214. Paul R. Krugman, 1998. "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 29(2), pages 137-206.
215. Pelletier, D. (2006). Regime switching for dynamic correlations. *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 445-473.
216. Pentecost, E. J., Du, W., Bird, G., & Willett, T. (2019). Contagion from the crises in the Euro-zone: where, when and why?. *The European Journal of Finance*, 25(14), 1309-1327.
217. Percival, D. B., & Walden, A. T. (2000). *Wavelet methods for time series analysis* (Vol. 4). Cambridge university press.
218. Percival, D. P. (1995). On estimation of the wavelet variance. *Biometrika*, 82(3), 619-631.
219. Pericoli, M., & Sbracia, M. (2003). A primer on financial contagion. *Journal of Economic Surveys*, 17(4), 571-608.
220. Pesaran, M. H., & Pick, A. (2007). Econometric issues in the analysis of contagion. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(4), 1245-1277.
221. Philippas, D., & Siriopoulos, C. (2013). Putting the “C” into crisis: Contagion, correlations and copulas on EMU bond markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 27, 161-176.
222. Pragidis, I. C., Aielli, G. P., Chionis, D., & Schizas, P. (2015). Contagion effects during financial crisis: Evidence from the Greek sovereign bonds market. *Journal of Financial Stability*, 18, 127-138.
223. Pritsker, M. (2000). *The Channels for Financial Contagion/Washington DC: Board of Governors of the Federal Reserve System*. Working paper, August 11, 2000. 1-26 p.
224. Qu, Z., & Perron, P. (2007). Estimating and testing structural changes in multivariate regressions. *Econometrica*, 75(2), 459-502.
225. Quaglia, L., & Royo, S. (2015). Banks and the political economy of the sovereign debt crisis in Italy and Spain. *Review of International Political Economy*, 22(3), 485-507.
226. Ranta, M. (2013). Contagion among major world markets: a wavelet approach. *International Journal of Managerial Finance*, 9(2), 133-149.
227. Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., & Ugolini, A. (2017). Wavelet-based test of co-movement and causality between oil and renewable energy stock prices. *Energy Economics*, 61, 241-252.
228. Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2009). *This time is different: Eight centuries of financial folly*. princeton university press.
229. Rigobon, R. (2000). *Identification through Heteroskedasticity: Measuring" Contagion: between Argentinean and Mexican Sovereign Bonds* (No. w7493). National Bureau of Economic Research.



230. Rigobon, R. (2003). Identification through heteroskedasticity. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 777-792.
231. Rizvi, S. A. R., Arshad, S., & Alam, N. (2015). Crises and contagion in Asia Pacific— Islamic v/s conventional markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 34, 315-326.
232. Rodrigo Valdes, 1997. "Emerging Market Contagion: Evidence and Theory," Working Papers Central Bank of Chile 07, Central Bank of Chile.
233. Rodriguez, J. C. (2007). Measuring financial contagion: A copula approach. *Journal of Empirical Finance*, 14(3), 401-423.
234. Rodrik, D., & Velasco, A. (1999). *Short-term capital flows* (No. w7364). National Bureau of Economic Research.
235. Rose, A. K. (2008). Is EMU becoming an optimum currency area? The evidence on trade and business cycle synchronization.
236. Rotta, P. N., & Valls Pereira, P. L. (2016). Analysis of contagion from the dynamic conditional correlation model with Markov Regime switching. *Applied Economics*, 48(25), 2367-2382.
237. Rua, A., & Lopes, A. S. (2015). Cohesion within the euro area and the US: A wavelet-based view. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2014(2), 63-76.
238. Saiti, B., Bacha, O. I., & Masih, M. (2016). Testing the conventional and Islamic financial market contagion: evidence from wavelet analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(8), 1832-1849.
239. Saka, O., Fuertes, A. M., & Kalotychou, E. (2015). ECB policy and Eurozone fragility: Was De Grauwe right?. *Journal of International Money and Finance*, 54, 168-185.
240. Samitas, A., & Tsakalos, I. (2013). How can a small country affect the European economy? The Greek contagion phenomenon. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 25, 18-32.
241. Sander, H., & Kleimeier, S. (2003). Contagion and causality: an empirical investigation of four Asian crisis episodes. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(2), 171-186.
242. Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). Herd behavior and investment. *The American Economic Review*, 80(3), 465-479.
243. Sebastian Missio & Sebastian Watzka, 2011. "Financial Contagion and the European Debt Crisis," CESifo Working Paper Series 3554, CESifo.
244. Sensoy, A., Nguyen, D. K., Rostom, A., & Hacıhasanoglu, E. (2019). Dynamic integration and network structure of the EMU sovereign bond markets. *Annals of Operations Research*, 281(1-2), 297-314.
245. Sentana, E., & Fiorentini, G. (2001). Identification, estimation and testing of conditionally heteroskedastic factor models. *Journal of Econometrics*, 102(2), 143-164.
246. Shiller, R. J. (1995). Conversation, information, and herd behavior. *The American Economic Review*, 85(2), 181-185.
247. Silvapulle, P., Fenech, J. P., Thomas, A., & Brooks, R. (2016). Determinants of sovereign bond yield spreads and contagion in the peripheral EU countries. *Economic Modelling*, 58, 83-92.

248. Smeets, D. (2016). Financial contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of Economic & Financial Studies*, 4(02), 46-59.
249. Stamatopoulos, T. V., Arvanitis, S. E., & Terzakis, D. M. (2017). The risk of the sovereign debt default: the Eurozone crisis 2008–2013. *Applied Economics*, 49(38), 3782-3796.
250. Story, L., Thomas Jr, L., & Schwartz, N. D. (2010). Wall St. helped to mask debt fueling Europe's crisis. *The New York Times*, 13, 02-10.
251. Stournaras, Y. (2019). Lessons from the Greek Crisis: Past, Present, Future. *Atlantic Economic Journal*, 47(2), 127-135.
252. Syllignakis, M. N., & Kouretas, G. P. (2011). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets. *International Review of Economics & Finance*, 20(4), 717-732.
253. Szczerbowicz, U. (2015). The ECB unconventional monetary policies: have they lowered market borrowing costs for banks and governments? *International Journal of Central Banking* 11(4), 91-127.
254. Talani, L. S. (2015). The origins of the Euro-zone crisis: The EMU and the loss of competitiveness.
255. Tamakoshi, G., & Hamori, S. (2013a). Volatility and mean spillovers between sovereign and banking sector CDS markets: a note on the European sovereign debt crisis. *Applied Economics Letters*, 20(3), 262-266.
256. Tamakoshi, G., & Hamori, S. (2013b). An asymmetric dynamic conditional correlation analysis of linkages of European financial institutions during the Greek sovereign debt crisis. *The European Journal of Finance*, 19(10), 939-950.
257. Tamakoshi, G., & Hamori, S. (2014). The conditional dependence structure of insurance sector credit default swap indices. *The North American Journal of Economics and Finance*, 30, 122-132.
258. Tamakoshi, G., & Hamori, S. (2016). Time-varying co-movements and volatility spillovers among financial sector CDS indexes in the UK. *Research in International Business and Finance*, 36, 288-296.
259. Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208-218.
260. Tiwari, A. K., Mutascu, M. I., & Albulescu, C. T. (2016). Continuous wavelet transform and rolling correlation of European stock markets. *International Review of Economics & Finance*, 42, 237-256.
261. Tola, A., & Wälti, S. (2015). Deciphering financial contagion in the euro area during the crisis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 55, 108-123.
262. Torrence, C., & Compo, G. P. (1998). A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79(1), 61-78.
263. Torrence, C., & Webster, P. J. (1999). Interdecadal changes in the ENSO–monsoon system. *Journal of Climate*, 12(8), 2679-2690.
264. Tse, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen–dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 49-55.

265. Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002). A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 351-362.
266. Vácha, L., Šmolík, F., & Baxa, J. (2019). Comovement and disintegration of EU sovereign bond markets during the crisis. *International Review of Economics & Finance*, 64, 541-556.
267. Van Rijckeghem, C., & Weder, B. (2001). Sources of contagion: is it finance or trade?. *Journal of International Economics*, 54(2), 293-308.
268. Venizélos, E. (2017). Crise grecque et zone euro. *Commentaire*, 159(3), 555-564.
269. von Hagen, J., Schuknecht, L., & Wolswijk, G. (2011). Government bond risk premiums in the EU revisited: The impact of the financial crisis. *European Journal of Political Economy*, 27(1), 36-43.
270. Voss, J., 2011. Key players in the European sovereign debt crisis. *Enterprising Investor*, 1-33.
271. 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.
272. Wen, X., Wei, Y., & Huang, D. (2012). Measuring contagion between energy market and stock market during financial crisis: A copula approach. *Energy Economics*, 34(5), 1435-1446.
273. Wermers, R. (1999). Mutual fund herding and the impact on stock prices. *The Journal of Finance*, 54(2), 581-622.
274. Whitcher, B., Guttorp, P., & Percival, D. B. (1999). Mathematical background for wavelet estimators of cross-covariance and cross-correlation. *The National Research Center for Statistics and the Environment Technical Report Series*, (38).
275. Whitcher, B., Guttorp, P., & Percival, D. B. (2000). Wavelet analysis of covariance with application to atmospheric time series. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 105(D11), 14941-14962.
276. Wolf, H. (1999, April). International asset price and capital flow comovements during crisis: the role of contagion, demonstration effects, and fundamentals. In *World Bank/IMF/WTO conference on "Capital Flows, Financial Crises, and Policies," April* (pp. 15-16), Washington, D.C.
277. Wolf, H. C. (1997). Regional contagion effects in emerging markets. In *Working Papers in International Economics*. Princeton University.
278. Yunus, N. (2013). Contagion in international financial markets: A recursive cointegration approach. *Journal of Multinational Financial Management*, 23(4), 327-337.
279. Zhang, Z. (2008). Can demand from China shield East Asian economies from global slowdown?. *Hong Kong Monetary Authority Working Paper*, (19).
280. Zhu, H. M., Li, R., & Li, S. (2014). Modelling dynamic dependence between crude oil prices and Asia-Pacific stock market returns. *International Review of Economics & Finance*, 29, 208-223.