



<http://economix.fr>

---

Transmission du stress financier de la zone euro aux  
Pays de l'Europe Centrale et Orientale

---

Document de Travail  
Working Paper  
2015-37

Houda Rharrabti Zaid



UMR 7235

Université de Paris Ouest Nanterre La Défense  
(bâtiment G)  
200, Avenue de la République  
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07  
Email : [nasam.zaroualete@u-paris10.fr](mailto:nasam.zaroualete@u-paris10.fr)

université  
Paris Ovest  
  
Nanterre La Défense

*Transmission du stress financier de la zone euro aux Pays de l'Europe  
Centrale et Orientale*

---

**Houda Rharrabti Zaid**

Université Paris Ouest, Nanterre - La Défense Bâtiment G 200, Avenue de la République  
92001 Nanterre cedex Téléphone : 0140975922 Email: houdajad@hotmail.com

**Résumé :**

L'objectif de cet article est d'examiner empiriquement le lien entre la dégradation de l'environnement financier de la zone euro - pendant la crise des *subprimes* et celle des dettes souveraines - et son effet sur la volatilité des marchés boursiers des PECO. La stratégie de modélisation que nous adoptons est basée sur les modèles à changement de régime markovien à probabilités de transition variables (TVPMS) dans lesquels les périodes de crise et de calme sont identifiées de façon endogène (Kim et al 2008). Utilisant des données quotidiennes sur la période 01/01/ 2005 – 30/12/2014, nos résultats mettent en évidence une transmission du stress financier de la zone euro aux pays de l'Europe centrale et orientale (PECO) pendant les deux crises, en particulier pour les marchés boursiers hongrois et polonais. En outre, la crise de la dette souveraine semble jouer, non pas via les tensions sur les marchés obligataires, mais à travers les tensions qui affectent les banques de la zone euro.

Mots clefs : crise financière, transmission, volatilité, changement de régime, contagion, intégration

Code JEL : C13 C22 G15

## 1.1 INTRODUCTION

Depuis les années 1990, l'économie mondiale a connu une série de crises financières qui ont eu d'importants effets systémiques. En effet, beaucoup de ces crises n'ont pas seulement frappé les pays qui en étaient l'épicentre, mais elles ont aussi eu de puissants effets de débordements. La crise économique et financière de 2007 (dite de *subprimes*) constitue un champ intéressant pour les recherches liées à la transmission du stress financier entre pays. L'intérêt du sujet s'est intensifié avec le déclenchement de la crise des dettes souveraines européennes depuis le printemps 2010. Cette dernière a montré la rapidité de la propagation des inquiétudes, notamment par la contagion *via* le secteur bancaire. Ainsi, la crise de l'endettement a eu des implications majeures pour l'économie européenne, et particulièrement pour ses émergents (*FMI, 2012*). Elle diffère de la crise mondiale de 2007 en ce qu'elle a été largement circonscrite à l'Europe en raison de l'exposition limitée des banques américaines et japonaises sur le marché des dettes publiques des pays européens périphériques. Mais du point de vue des pays émergents, les deux crises représentent des chocs externes importants. L'effet prononcé de la crise financière globale liée aux *subprimes* sur les pays émergents amène naturellement à comparer son impact potentiel avec celui de la crise des pays de la zone euro.

Ce travail propose une évaluation empirique de la transmission de ces deux crises, de la zone euro aux pays émergents de l'Europe *via* les marchés d'actions. Le choix de ces pays se justifie du fait de leur rapide intégration économique et financière avec les pays de l'Union européenne. Cette intégration va de paire avec l'augmentation des effets de contagion régionaux. Ils ont été importants pendant la crise de 2008–09, et à nouveau, à l'automne 2011, quand la crise de la zone euro s'est aggravée. L'intégration économique et financière régionale entre l'Europe de l'Ouest et l'Europe de l'Est s'est intensifiée dans de nombreux domaines. Selon le *FMI (2012)*, deux aspects importants à cet égard sont à citer : d'une part, l'intégration réalisée dans le secteur bancaire dans un contexte où les systèmes bancaires des pays d'Europe centrale et orientale sont largement contrôlés par les banques issues de l'Union européenne, et, d'autre part, l'intégration commerciale qui a rapidement progressé. Les PECO représentent pour l'Europe de l'Ouest un marché extérieur dynamique, ses exportations vers cette région étant passées d'un peu moins de 1 % du PIB en 1995 à environ 3¼ % en 2010. Inversement, le premier marché extérieur des PECO est constitué par l'Union européenne, ses exportations vers elle représentant 15 % environ du PIB de la région. Enfin, le degré d'intégration varie d'un pays à l'autre à

l'intérieur de ces grandes tendances. Ce sont les pays d'Europe centrale et les pays baltes qui sont les plus étroitement liés à l'Europe de l'Ouest. Ces pays seront par la suite intégrés dans notre échantillon d'étude.

Dans le cadre de ce travail, on ne cherche pas à analyser les canaux de transmission du stress financier de la zone euro aux PECO. Nous nous concentrons plutôt sur les liens financiers et examinons de façon empirique le lien entre la dégradation de l'environnement financier de la zone euro, pendant la crise des *subprimes* et la crise des dettes souveraines, et son effet sur la volatilité des marchés boursiers des PECO. Nous nous intéressons ensuite à une comparaison entre ces deux crises.

Beaucoup de travaux empiriques ont étudié l'intégration entre les marchés boursiers des PECO et les marchés financiers des pays développés. [Caporale et Spagnolo \(2010\)](#) analysent les liens financiers entre trois PECO (République tchèque, Hongrie et Pologne), le Royaume-Uni et la Russie à l'aide d'un modèle VAR-GARCH (1,1)-M-. Les résultats montrent qu'il y a un co-mouvement significatif (interdépendance) entre les marchés boursiers des trois PECO et ceux du Royaume-Uni et la Russie. En effet, les *spillover* émanant de ces derniers influencent la dynamique de la variance conditionnelle des rendements sur les marchés boursiers des PECO. Dans le même cadre, [Beirne et al. \(2010\)](#) ont examiné les retombées de la volatilité des marchés matures vers des marchés boursiers émergents. Ils ont utilisé un VAR-GARCH à trois variables avec la représentation BEKK proposée par [Engle et Kroner \(1995\)](#) pour modéliser les moyennes et les variances des rendements sur les marchés locaux, régionaux et matures, avec celui-ci défini comme une moyenne pondérée des États-Unis, du Japon et de l'Europe (Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni). Ils concluent que les retombées sur les marchés matures influencent la dynamique de la variance conditionnelle des rendements dans de nombreux marchés boursiers émergents locaux et régionaux. [Égert et Kočenda \(2007\)](#) ont étudié les comouvements intra-journaliers entre marchés boursiers développés (France, Allemagne et Royaume-Uni) et émergents (la République tchèque, la Hongrie et la Pologne). Utilisant un modèle GARCH à corrélation dynamique et conditionnelle sur des données journalières, ils ne trouvent pas de corrélation significative entre les marchés boursiers développés et émergents, ou entre ces émergents eux-mêmes. La Hongrie affiche la plus forte corrélation avec les marchés développés et les marchés émergents. La Pologne et la République tchèque produisent des résultats moins clairs.

Hanousek & Kocenda (2009) ont testé sur des données intra-journalières la façon dont les marchés de capitaux en République tchèque, en Hongrie et en Pologne réagissent à un large éventail d'annonces macroéconomiques en provenance de la zone euro et des États-Unis. Leurs résultats montrent que les marchés de capitaux de ces trois PECO sont fortement liés aux marchés boursiers des pays développés ainsi qu'aux annonces macroéconomiques qui en émanent. Aslanidis et Savva (2011) ont montré également que les marchés des actions de ces trois pays de l'UEM ont connu une intégration accrue avec la zone euro depuis leur adhésion à l'Union Européenne. En effet, leurs corrélations avec la zone euro sont de plus en plus significatives, particulièrement à partir de 2006.

Aizenman et al. (2012) appliquent une étude d'événements afin d'évaluer les risques de contagion financière de l'Union européenne aux pays en développement. Plus précisément, ils estiment la réaction des marchés boursiers et obligataires des pays en développement à la crise mondiale et à la crise de l'euro. Dans l'ensemble, ils constatent que, tandis que la crise mondiale a eu un effet négatif majeur sur les rendements des marchés actions et obligataires dans les pays en développement, l'effet de la crise de l'euro est plus mitigée et limitée.

Une littérature récente (Aizenman et al. (2012)), Grimaldi (2010), Frank, González-Hermosillo et Heiko (2008) prend appui sur la construction d'indicateurs de stress financier. Ces derniers ont connu un regain d'intérêt depuis la crise des *subprimes*. Ces indicateurs sont désormais largement utilisés par le Fonds monétaire international (Cardarelli et al. (2011)) et les banques de réserves fédérales régionales américaines (Carlson et al. (2008), Hakkio et Keeton, (2009)) pour jauger l'ampleur des crises financières. Ils font traditionnellement référence aux seules variables financières américaines en raison d'un historique long et du rôle dominant des marchés américains. Or, depuis 2010, on observe une déconnexion entre certains segments de marchés de part et d'autre de l'Atlantique. La Banque centrale européenne a donc bâti un indicateur de stress financier construit à partir de variables financières propres à la zone euro. La crise des dettes souveraines est désormais prise en compte : d'une part, directement *via* les *spreads* souverains et, d'autre part, indirectement *via* les tensions induites sur le secteur bancaire de la zone (actions, crédit, tensions sur la liquidité interbancaire). Nous nous sommes inspirés de cette littérature pour sélectionner les indicateurs de stress financier utilisés dans ce chapitre.

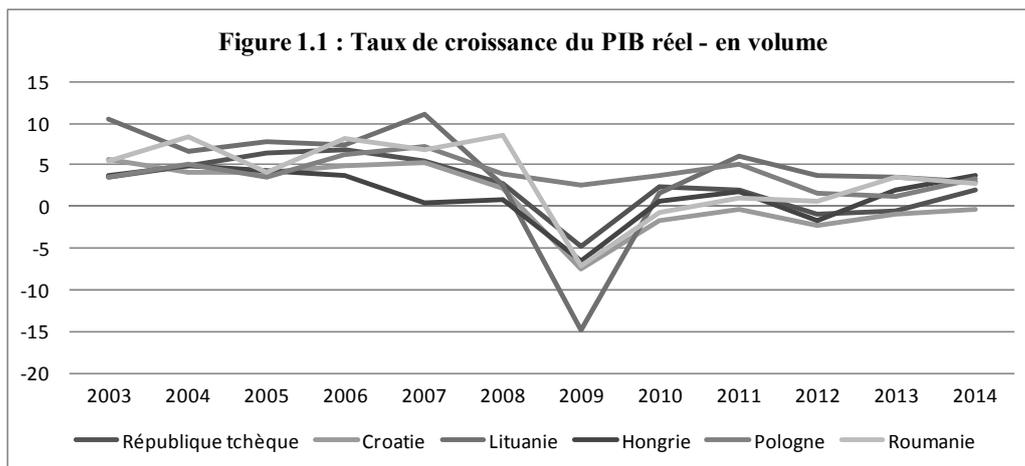
La section suivante donne un aperçu sur les économies et les marchés boursiers des PECO. La troisième section fournit une analyse statistique préliminaire sur les données. Le modèle théorique est présenté dans une quatrième et les résultats des estimations sont exposés dans une cinquième section. Enfin, une dernière section conclue.

## 1.2 Aperçu sur les économies des PECO dans un contexte de crises

Dans le cadre du processus d'adhésion à l'Union européenne, la plupart des pays d'Europe centrale et orientale (PECO) ont connu à partir du début des années 2000 un processus de croissance économique particulièrement important. Ce processus s'est accompagné d'un double mouvement. D'une part, beaucoup de ces pays ont accru de manière significative la part de leur commerce extérieur sur les économies déjà membres de l'Union. D'autre part, la très forte croissance du PIB est allée de paire avec des entrées massives de capitaux qui ont alimenté une forte expansion des crédits bancaires au secteur privé.

### La crise financière globale de 2008-2009 :

Elle a frappé plus durement les PECO que la plupart des autres pays émergents et en développement ([Banque mondiale, 2010](#), [FMI, 2010](#)). Bien que ces économies aient en grande partie échappé au resserrement initial du crédit provoqué par l'effondrement du marché des *subprimes* aux Etats-Unis durant le premier semestre 2008, aucune d'elles n'a pu éviter les effets de la contraction des flux de capitaux et des échanges commerciaux qui a suivi la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008. En effet, la figure 1.1 montre qu'à l'exception de la Pologne, tous les pays étudiés ici ont connu une forte récession. Ces différents impacts de la crise financière mondiale sont attribués en partie aux déséquilibres macro-économiques accumulés au cours de la période 2000-2007. En effet, une vaste littérature montre que les conditions initiales comptent : les pays ayant d'importants déséquilibres internes et externes avant la crise ont enregistré les plus mauvaises performances économiques pendant celle-ci ([Lane et Milesi-Ferretti, 2011](#) ; [Frankel et Saravelos, 2012](#)).



Source: FMI, Statistiques Financières Internationales

### *Vulnérabilité macroéconomique*

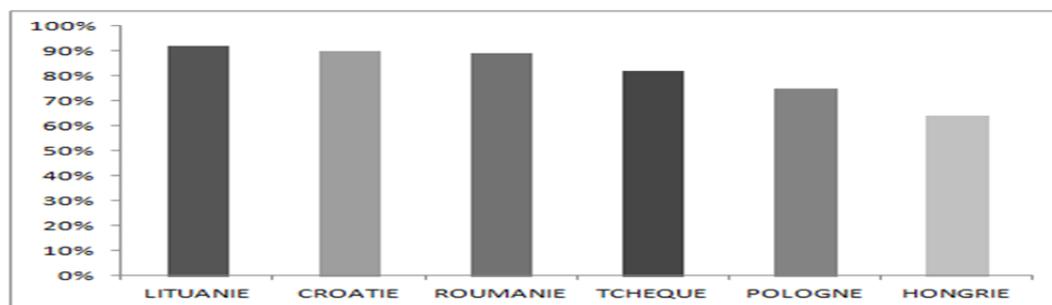
Durant les années qui ont précédé la crise, les exportations des PECO vers la zone euro ont atteint 60 % (dont 26 % vers l'Allemagne). En conséquence, pour la plupart des économies étudiées ici, leur taux d'ouverture commerciale a atteint ou dépassé les 50 % du PIB. [Darvas et Veugelers \(2009\)](#) ont ainsi démontré que l'Europe centrale et orientale est beaucoup plus dépendante des marchés extérieurs que d'autres marchés émergents. La République tchèque et la Slovaquie, ainsi que l'Estonie et la Hongrie, sont les pays les plus dépendants des exportations, celles-ci atteignant, pour chacun de ces pays, une valeur équivalente à presque 80 % du PIB. Un ralentissement du cycle économique de la zone euro devrait alors affecter ces derniers. La Pologne, la Roumanie et la Lettonie restent en revanche les pays les moins affectés par la contraction du commerce européen contenu de leur degré d'ouverture.

Ce volume élevé des exportations a joué un rôle important dans la croissance spectaculaire qu'ont connue les PECO au cours de la dernière décennie. Toutefois, cette croissance a été accompagnée par des niveaux de déficit des comptes courants importants ([BERD, 2009](#)). Dans ce cadre, les enseignements des crises financières ont révélé qu'un déficit important et soutenu des comptes courants, même associé à une forte croissance, rend l'économie vulnérable aux arrêts soudains des flux capitaux, ce qui affecte directement tant la croissance que la confiance des investisseurs ([Cardarelli et al. \(2009\)](#)). Enfin, ces déséquilibres macroéconomiques n'expliquent qu'en partie la vulnérabilité de la région.

*Fragilité du système bancaire*

Une leçon importante de la crise financière est que les économies qui ont connu les booms du crédit les plus importants sont aussi ceux qui ont subi les contractions les plus marquées de leur PIB (Berkmen et al., 2012). Un facteur aggravant a été la vulnérabilité des banques domestiques au financement par des capitaux internationaux, et ce, dans un contexte où le secteur bancaire des PECO est caractérisé par une prédominance des banques européennes *via* leurs filiales (banques autrichiennes, italiennes et suédoises). Ainsi, la part des actifs détenus par les banques étrangères dans le total des actifs bancaires a dépassé 80 % en République tchèque et en Roumanie, et 90 % en Croatie et Lituanie (Figure 1.2). Les flux financiers accordés par ces banques étrangères (*cross-border*) ou par leurs filiales (*local claims*) sont indispensables pour le développement économique et financier des PECO. Néanmoins, la forte dépendance à ces flux extérieurs expose ces pays au risque de retrait brutal des capitaux et à l'effet de créancier commun (Balakrishnan et al., 2011).

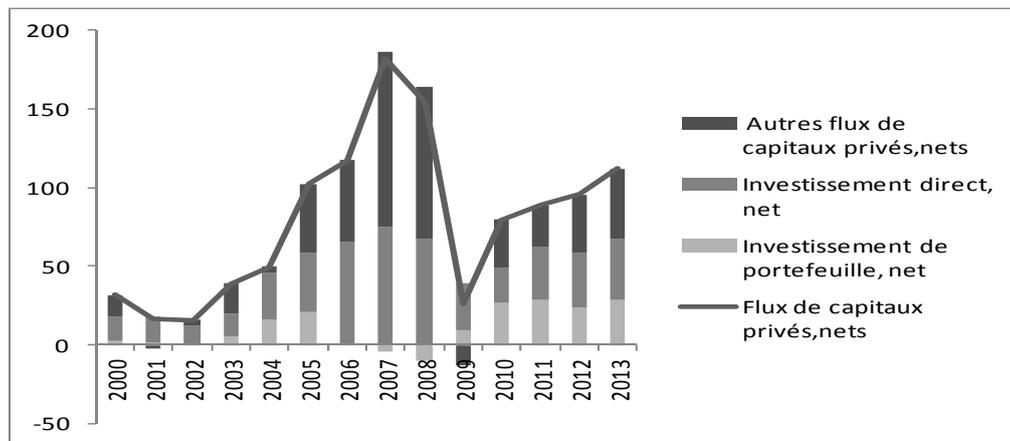
Figure 1.2: Part des actifs détenus par les banques étrangères dans le total des actifs bancaires (2007)



Source : Banque mondiale

La figure 1.3 illustre la composition des entrées de capitaux dans les pays de l'Europe émergente. A partir de l'année 2005, la composante « Autres flux financiers privés » (inclus des services bancaires courants) devient plus importante que les autres catégories de flux financiers, aggravant ainsi la vulnérabilité extérieure de cette région. Dans cette perspective, le FMI a récemment souligné le fait que certains flux, notamment ceux entre une banque mère et ses filiales, s'avèrent beaucoup plus volatils que prévu. Les investissements directs étrangers se sont avérés plus résistants que les autres flux de capitaux pendant la crise.

Figure 1.3: Les flux nets de capitaux privés en Europe émergente (en milliards de dollars US )



Source: FMI, Statistiques Financières Internationales

### Crise des dettes souveraines européennes

La crise des dettes souveraines en zone euro - qui s'est déclenchée en mai 2010 - n'a eu d'importants impacts sur les pays émergents de l'Europe qu'au début de l'automne 2011. Les écarts des *Credit Default Swaps* (CDS) sont restés inchangés ou ont diminué au sein de l'Europe émergente du fait que celle-ci sortait alors de la profonde récession de 2008–2009. Inversement, ceux-ci ont régulièrement augmenté à la périphérie de la zone euro (principalement en Grèce). La situation s'est généralisée pour l'ensemble de la région quand la crise s'est intensifiée en 2012 pour toucher l'Italie, le Portugal et l'Espagne. Les liens bancaires entre l'Est et l'Ouest se sont révélés de nouveau être un important canal de transmission des tensions financières (FMI 2012). Les engagements des banques d'Europe de l'Ouest à l'égard de l'Europe de l'Est ont diminué de près de 5 % au troisième trimestre de 2011 (BRI), soit la plus forte baisse trimestrielle observée depuis la crise de 2008–2009. Les répercussions sur les marchés financiers n'ont pas non plus été négligeables. Les CDS souverains ont augmenté dans la région et des pressions ont été exercées sur les monnaies. Dans ce cadre, [Allegret et Sallenave \(2015\)](#) analysent l'impact de la crise des dettes souveraines sur les pays émergents de l'Europe en estimant des corrélations glissantes. Ils trouvent que pendant la période juillet 2011-septembre 2012 - où la crise grecque s'est propagée vers d'autres pays européens périphériques - la corrélation glissante entre les CDS<sup>1</sup> de la dette souveraine des pays émergents et les CDS du secteur bancaire de l'Union

<sup>1</sup> CDS: Bulgarie, Croatie, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Pologne, Roumanie, et Serbie.

européenne a augmenté pour toutes les économies. En outre, les CDS souverains des pays baltes ont été causés au sens de Granger par les CDS du secteur bancaire.

La plus grande intégration économique et financière des pays d'Europe émergente avec la zone euro et les risques liés aux intensifications des effets de contagion posent de nouveaux défis à ces pays. Les moyens de financement venant des banques mères étrangères constituent le principal canal de transmission de ces chocs financiers pour cette région.

### Quelques caractéristiques des marchés boursiers des PECO

Il convient de compléter cet aperçu par une caractérisation des marchés boursiers qui est le cœur de cette étude. A l'instar des autres secteurs de l'économie, les marchés boursiers des PECO ont bénéficié d'un dynamisme important en lien avec leur adhésion à l'Union européenne en mai 2004. Ils constituent de plus en plus un segment non négligeable pour les choix d'investissement et la diversification des portefeuilles. Toutefois, ces marchés ont été secoués par plusieurs crises : la crise asiatique en 1997, la crise russe en 1998 et, récemment, par les crises financière de 2007 et des dettes souveraines européennes à partir d'avril 2010.

Le tableau 1.1 donne quelques caractéristiques importantes pour les six marchés boursiers retenus dans l'analyse. Il montre qu'en termes de capitalisation boursière, fin 2013, la Pologne est le marché boursier le plus important dans la région (150 000 millions d'euros) suivi de celui de la République tchèque (21991 millions d'euros). Les marchés de la Croatie, de la Hongrie et la Roumanie sont similaires.

Tableau 1.1 : Quelques caractéristiques des marchés boursiers des PECO

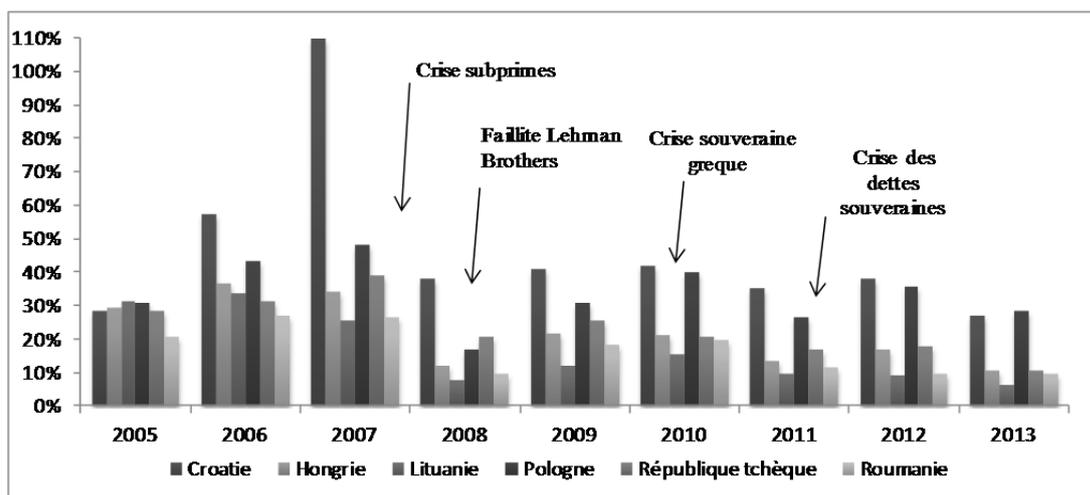
	Croatie	Hongrie	Lituanie
Indice	CROBEX	BUX	OMX-V
Année de création	1991	1990	1993
Capitalisation boursière (m EUR )	15696	14355	2906
Nombre d'entreprises	332	50	32

	Pologne	République tchèque	Roumanie
Indice	WGI	PX	BET
Année de création	1991	1993	1995

Capitalisation boursière (m EUR )	148 678	21991	17834
Nombre d'entreprises	895	26	83

Source : Federation of European Securities Exchanges (FESE) , EUROPEAN EXCHANGE REPORT 2013

Figure 1.4: Capitalisation boursière en % de PIB (2005-2013)



Source banque mondiale

La figure 1.4 donne l'évolution de la capitalisation boursière en pourcentage de PIB. En 2005, ce ratio ne présentait pas une grande disparité entre les six marchés (entre 21 % et 31 %). Les marchés de la Croatie et de la Pologne commencent ensuite à se distinguer par un ratio de 110 % et 48 % respectivement en 2007. Cette croissance a été brusquement dégradée en 2008 notamment après la faillite de Lehman Brothers. Ces marchés ont été de nouveau touchés par la crise des dettes souveraines en 2011. Ce qui semble impacter particulièrement la reprise de l'activité sur les bourses de la Lituanie, la Roumanie, la Hongrie et la République tchèque.

### 1.3 Présentation et analyse préliminaire des données

#### 1.3.1 Présentation des données

##### 1.3.1.1 Statistiques descriptives de base des rendements journaliers des PECO

Le tableau 1.2 présente les statistiques descriptives de base des rendements journaliers des six indices boursiers. Les rendements sont calculés avec la formule :  $\text{rendement} = 100 \times \ln(I_t / I_{t-1})$ , avec  $I_t$  l'indice du prix à la date  $t$ . Ces indices sont journaliers et extraits de

DATASREAM<sup>2</sup> sur une période allant de janvier 2005 à décembre 2014. Cette période d'étude a été partagée en deux sous-périodes de 1302 observations chacune :

- Une première sous-période va de janvier 2005 à décembre 2009. Elle englobe ainsi la crise des *subprimes* ;
- Une seconde couvrant la période janvier 2010 - décembre 2014. Cette seconde sous-période correspond à la crise des dettes souveraines de la Zone euro.

Le tableau 1.2 montre que les rendements moyens sont négatifs au cours des deux sous-périodes à l'exception de la Pologne. Les performances boursières de cette dernière sont à relier avec le fait que cette économie a été relativement peu affectée par la crise en comparaison avec les autres pays de la région. Globalement, les écarts-types des rendements ne sont pas très différents entre pays. Cependant, ils apparaissent relativement plus élevés dans la première sous-période qui correspond à la crise des *subprimes*. Les coefficients du Skewness (négatifs pour la plupart des séries de rendements) et du Kurtosis (largement supérieurs à 3) indiquent une déviation par rapport à l'hypothèse de la normalité. Ces résultats sont confirmés par le test de Jarque-Bera qui rejette significativement l'hypothèse de normalité pour toutes les distributions des rendements boursiers.

La statistique de Ljung-Box, reportée dans la dernière ligne du tableau 1.2, montre que l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des rendements au carré de tous les pays est rejetée<sup>3</sup>. Dès lors, afin de prendre en considération ces caractéristiques, nous estimons des modèles de type GARCH pour les volatilités des indices boursiers ( voir section 1.3.2). En effet, ces modèles sont *a priori* les plus adaptés pour capturer les propriétés des rendements boursiers (Bollerslev, 1986).

---

<sup>2</sup> Sauf pour la Lituanie dont l'indice boursier est extrait du site web de la bourse de la Lituanie (OMX)

<sup>3</sup> Sauf pour la Croatie où au cours de la seconde sous-période ses rendements au carré ne sont pas autocorrélés.

Tableau 1.2 Statistiques descriptives des rendements journaliers (log différence du prix) :

<i>Sous période</i>	<i>2005-2009</i>					
	<b>CROATIE</b>	<b>HONGRIE</b>	<b>LITUANIE</b>	<b>POLOGNE</b>	<b>REP_TCHEQUE</b>	<b>ROUMANIE</b>
<b>Moyenne</b>	0.018763	0.011249	-0.011785	0.023728	0.003200	-0.001440
<b>Mediane</b>	0.005077	0.000000	0.000000	0.041627	0.029273	0.000000
<b>Maximum</b>	14.77896	13.15792	11.00145	5.121195	12.36405	10.09072
<b>Minimum</b>	-10.76363	-12.74874	-9.110555	-9.101349	-16.18547	-13.11676
<b>Ecart-type</b>	1.635462	1.839372	1.397951	1.303498	1.815509	2.048208
<b>Skewness</b>	-0.063839	-0.142792	0.403545	-0.862989	-0.562501	-0.618612
<b>Kurtosis</b>	13.36561	9.624033	16.95153	7.854677	16.28596	7.852489
<b>Jarque-Bera</b>	5829.82 (0)	2384.79(0)	0594.84(0)	1440.16(0)	9644.69 (0)	1360.44(0)
<b>LB<sup>2</sup>(10)</b>	845.99 (0)	920.09 (0)	838.67 (0)	335.87 (0)	1051.1 (0)	409.23 (0)

<i>Sous période</i>	<i>2010-2014</i>					
	<b>CROATIE</b>	<b>HONGRIE</b>	<b>LITUANIE</b>	<b>POLOGNE</b>	<b>REP_TCHEQUE</b>	<b>ROUMANIE</b>
<b>Moyenne</b>	-0.010886	-0.029289	0.043195	0.030311	-0.012705	0.031606
<b>Mediane</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.025471	0.000000	0.019291
<b>Maximum</b>	8.562884	10.40841	5.904065	4.474950	7.248696	10.56451
<b>Minimum</b>	-4.682503	-6.600250	-8.503722	-6.483742	-6.134577	-11.61165
<b>Ecart-type</b>	0.712950	1.328858	0.826431	0.982090	1.122416	1.229441
<b>Skewness</b>	1.051421	0.133557	-0.820068	-1.049732	-0.314680	-0.441903
<b>Kurtosis</b>	20.91860	8.025322	20.17060	9.376206	6.856392	19.55787
<b>J-B</b>	17685.39(0)	1376.003(0)	16165.24(0)	2448.464(0)	829.5534(0)	14938.63(0)
<b>LB<sup>2</sup>(10)</b>	8.5806(0.5)	139.33(0)	109.43(0)	636.55(0)	339.48(0)	356.09(0)

**J-B** est la statistique de Jarque et Bera (1980) teste de normalité. **LB<sup>2</sup>(10)** est la statistique de Ljung-Box, teste la présence d'autocorrélations dans la série des rendements aux carrés avec 10 retards. (.) représente la p-value du test.

### 1.3.1.2 Volatilités des indices boursiers

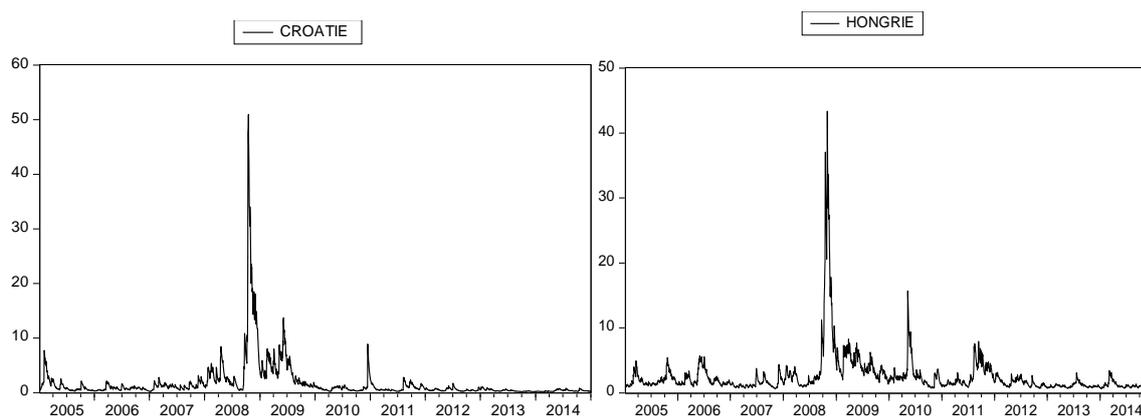
La figure 1.5 en annexe 1.1, reportant les séries des rendements au carré (*proxy* de la volatilité) des six pays, met clairement en évidence le phénomène de *clustering* de volatilité. En effet, l'utilisation d'une fréquence journalière peut affecter les données par des changements de volatilité dans le temps et par le phénomène du *clustering* de volatilité : ce sont de fortes variations des rendements suivies généralement de faibles variations. On assiste ainsi à un regroupement des extrêmes en *cluster* ou paquets de volatilités (Brunetti et al. 2008). Ceci remet en cause l'hypothèse d'homoscédasticité généralement adoptée en économétrie linéaire.

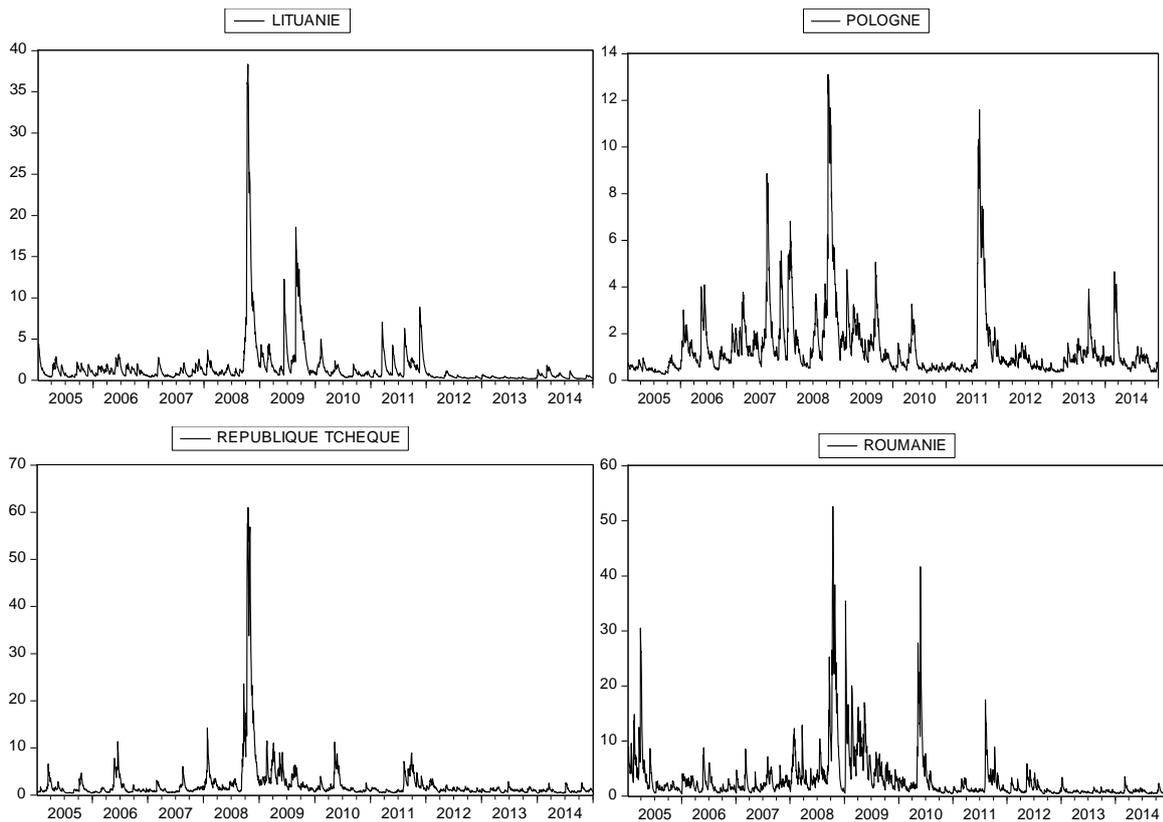
De manière intéressante, on voit que ces *clusterings* correspondent aux principaux événements économiques ayant marqué la période. On assiste ainsi à une forte augmentation de la volatilité durant la période de la crise des *subprimes* et au lendemain de la faillite de *Lehman Brothers*. Une autre période de hausse de la volatilité a commencé au début de la crise des dettes souveraines (à partir d'avril 2010).

### 1.3.2 Un modèle GARCH pour estimer les volatilités des PECO

La figure 1.6 reporte les graphiques des volatilités estimées à partir d'un modèle simple GARCH(1,1). Ils illustrent un changement de régime dans les volatilités, notamment à partir du quatrième trimestre de 2008. En effet, la faillite de *Lehman Brothers* a entraîné avec elle une vague de stress financier sur les marchés financiers des PECO. Cette crise a, cependant, affecté de manière plus ou moins variable ces différents pays selon le degré de fragilité dans lequel ils se trouvaient avant la crise. Le même constat peut être fait par rapport aux effets de la crise des dettes souveraines. Néanmoins, l'impact de la crise des *subprimes* est très important en termes de magnitude de la volatilité. Ceci est dû probablement, d'une part, au caractère international de la première, et, d'autre part, au fait que la crise des dettes souveraines européennes est restée jusqu'ici relativement contenue.

Figure 1.6: Volatilités des indices boursiers des PECO estimées par un modèle GARCH(1,1)





### ***Crise des subprimes (2007-2009)***

Si on considère en premier lieu le cas de la Croatie, la période précédant le premier choc financier montre des *clusters* de volatilité d'amplitudes faibles oscillant entre 1 et 3. Elles deviennent de plus en plus importantes pour atteindre leur pic d'environ 50 au début d'octobre 2008 (rappelons que la faillite de *Lehman Brothers* se produit le 15 septembre 2008). Ce pic de volatilité est de faible durée et disparaît immédiatement jusqu'à atteindre des niveaux ne dépassant pas le 5 en moyenne. Ces remarques confirment le constat usuel que les marchés boursiers des pays émergents se sont effondrés soudainement après le choc financier lié à la faillite de *Lehman Brothers*, et ce, après une période de résilience<sup>4</sup>. Des constats similaires peuvent être faits pour la Hongrie, la République Tchèque et la Lituanie qui paraît la moins touchée. Néanmoins, le pic de volatilité le plus élevé est atteint en République Tchèque à un niveau de 70. Cela est peut-être lié à une plus forte connexion financière de ce pays avec le reste du monde. Il semble ainsi apparaître des mouvements communs dans l'évolution de la volatilité sur ces différents marchés, suggérant la présence de chocs communs.

<sup>4</sup> Voir par exemple Dooley M.P. et Hutchison M.M. (2009).

Les variations de la volatilité e Pologne présentent des différences par rapport aux autres pays. En effet, le déclenchement de la crise n'a pas été brusque à l'instar des autres pays. C'est à partir du dernier trimestre de 2007 que la volatilité des rendements commence à devenir de plus en plus accrue. Elle s'est établie à environ 14 après l'effondrement de Lehman Brothers et baisse ensuite pour atteindre ses niveaux d'avant crise (entre 2 et 3). Ce pic, comparé avec ceux des autres pays de la région, est le moins important. La situation macroéconomique plus favorable de la Pologne explique sans doute une part importante de cette réaction face aux chocs financiers extérieurs ayant frappé de manière commune les six pays étudiés. Ce résultat suggère que les caractéristiques macroéconomiques peuvent exercer une influence sur la capacité d'un pays à amortir les effets de chocs financiers internationaux.

Enfin, la Roumanie fait partie des PECO particulièrement les plus instables dans la crise. Elle connaît une période de volatilité importante. Elle atteint 60 environ alors qu'elle ne dépassait pas les 10 avant l'année 2007. La particularité que représente la bourse Roumaine est que la volatilité a atteint après trois mois du premier pic, un deuxième d'environ 45. Ceci s'explique par un retour de la défiance sur le marché financier roumain. Ce n'est que vers la fin du troisième trimestre que les rendements ont repris leur niveau habituel.

### ***Crise des dettes souveraines de la zone euro***

L'analyse des graphiques relatifs à la crise des dettes publiques au sein de la zone euro permet de dégager encore une fois des différences et des similitudes entre les pays. Ainsi, les deux pays qui apparaissent les moins touchés sont la Croatie et la République Tchèque. En effet, les volatilités des prix n'ont pas augmenté de façon significative par rapport à la crise des *subprimes*. Au contraire, les résultats montrent que ces volatilités ont été cinq à sept fois moins élevées respectivement.

Globalement, nous observons deux phases de stress financier durant cette crise. Le premier apparaît à partir d'avril 2010<sup>5</sup> avec un accroissement des volatilités notamment en Hongrie, Lituanie et Roumanie où on enregistre le pic le plus élevé (environ 46). Les marchés se sont relativement calmés après la décision du lundi 7 juin 2010 des ministres des finances de la zone euro pour finaliser la création du Fonds européen de stabilité financière (FESF) pour les pays de la zone qui connaîtraient des difficultés financières comme la Grèce. À

---

<sup>5</sup> La note de la Grèce a été dégradée par les agences de notation Moody's et S&P. Moody's continue à dégrader les autres pays de la zone euro en situation critique : Espagne, Portugal...

partir de l'été 2011, la crise de la dette européenne a atteint de nouveaux sommets<sup>6</sup> et une seconde vague de stress financier sur les places boursières européennes est observée après l'intensification de la crise et l'accroissement des doutes sur la capacité des Etats européens à rembourser leurs dettes. La volatilité a cependant rapidement diminué en raison des interventions de la BCE en réaction aux tensions sur les marchés financiers.

Le début de 2012 reste marqué par une situation plus stabilisée avec une amélioration de l'humeur des marchés financiers.

### 1.3.3 GARCH non linéaires et prise en compte des asymétries

Dans la modélisation GARCH ci-dessus, la réponse de la volatilité future des rendements aux variations de prix est déterminée uniquement par l'ampleur de ces dernières et non leur signe. Cependant, un des effets stylisés caractérisant les marchés financiers est appelé l'asymétrie de la volatilité et signifie que la volatilité a tendance à augmenter plus quand il y a des rendements négatifs (mauvaises nouvelles) que quand il y a des rendements positifs (bonnes nouvelles). Dans la littérature, il y a deux explications pour ce phénomène. La première est liée à ce qu'on appelle *l'effet de levier*. Les investisseurs s'endettent afin d'accroître la taille de leur bilan (leur détention d'actifs). Si les pertes sont importantes, compte-tenu de leur endettement, il peut se produire des ventes de détresse qui peuvent accroître la volatilité des prix des actifs [Black (1976) et Christie (1982)]. Alors que la deuxième explication est liée à la théorie sur la prime de risque (risk premium hypothesis), ou encore l'effet rétroactif de la volatilité: un accroissement anticipé de la volatilité doit accroître le taux de rendement, ce qui exige un déclin immédiat du prix de l'actif pour permettre un accroissement du rendement futur [Pindyck (1984), French, Schwert et Stambaugh (1987), Campbell et Hentschel (1992) et Bekaert et Wu (2000)].

Les modèles GARCH asymétriques ont été développés pour prendre en considération ces spécifications en incorporant de l'asymétrie dans la réponse de la volatilité aux variations de prix. Le type d'asymétrie introduit exploite généralement la régularité empirique selon laquelle une baisse de prix induirait une augmentation de la volatilité future, alors qu'une hausse de prix (dans la même proportion) conduirait à une diminution ou à une augmentation de moindre ampleur de la volatilité. Il existe de nombreux modèles GARCH asymétriques comme par exemple, le modèle GJR-GARCH, le modèle EGARCH, le

---

<sup>6</sup> Moody's a rétrogradé le 5 juillet 2011 la note du Portugal.

modèle QGARCH, le modèle APARCH, le modèle VSGARCH, etc. On se limitera ici à comparer trois principaux modèles à savoir GJR-GARCH, QGARCH et EGARCH.

Le tableau 1.3 (annexe 1.1) offre une comparaison des critères d'information (AIC, BIC) des différents modèles à hétéroscédasticité conditionnelle<sup>7</sup> et permet de conclure que les volatilités des PECO peuvent être beaucoup mieux caractérisées à l'aide de modèles asymétriques. En effet, le meilleur modèle pour décrire les volatilités des rendements des PECO est le GJRGARCH à l'exception de la Lituanie dont la volatilité est mieux modélisée par un EGARCH. En d'autres termes, les marchés boursiers de ces pays exhibent une asymétrie significative liée au fait que les chocs négatifs ont un impact plus important sur ces marchés que les chocs positifs. [Égert & Koubaa \(2004\)](#) ont trouvé les mêmes conclusions lors de la modélisation des volatilités d'une sélection de PECO<sup>8</sup>. Dans le même cadre, [Harrison et Moore \(2010\)](#) ont montré que le fait d'ignorer la non linéarité des rendements des PECO peut conduire à des conclusions erronées.

#### 1.3.4 Test de non linéarité sur les volatilités des rendements boursiers

L'application des modèles à changement de régime markovien à probabilités de transition variables (TVPMS) sur les séries des volatilités suppose que ces dernières présentent des propriétés de non linéarité de type Markov Switching (MS). Afin de tester cette hypothèse, nous allons appliquer le test CHP ([Carrasco et al., 2014](#)). Ce test couvre la classe des modèles à changement de régimes markoviens et pour lesquels les tests de non linéarité habituels (comme le test LR) ne s'appliquent pas .

Les résultats du test CHP sont reportés dans le tableau 1.4 en annexe 1.1. Ils montrent que pour tous les pays, et sur les deux périodes d'études, l'hypothèse nulle d'absence de changement de régime (linéarité) est fortement rejetée en faveur de l'existence de deux régimes à changements markoviens. Ceci confirme l'hypothèse de la dépendance temporelle (période de calme ou de crise) des volatilités des rendements boursiers déjà soulignée auparavant.

En somme, les résultats des analyses préliminaires mettent en évidence le caractère non linéaire des volatilités des marchés boursiers des PECO. Cependant, pour approfondir notre étude et répondre à notre problématique, nous devons aller au-delà des modèles

---

<sup>7</sup> Les estimations des différents modèles ne sont pas reportées ici car nous adoptons une autre approche pour modéliser la volatilité dans ce qui suit.

<sup>8</sup> Hongrie, République Tchèque, Russie, Slovaquie et Slovénie.

autorégressifs (famille GARCH asymétriques) et prendre en compte des indicateurs de stress financier sur les marchés de la zone euro en tant que variables explicatives communes de la volatilité. En effet, la manipulation de ces variables au sein des modèles de type GARCH<sup>9</sup> n'est pas facile car ces derniers impliquent de fortes restrictions pour la stationnarité et la non négativité de la variance. Une autre alternative est de recourir, à l'instar de [Dufrenot et al. \(2010\)](#), aux modèles TVPMS (*Time varying probability Markov switching*)<sup>10</sup>. Notre objectif est d'appréhender si des indicateurs de stress financier sur le marché de la zone euro peuvent expliquer la volatilité sur les marchés boursiers des PECO pendant les périodes de crises.

### 1.3.5 Quels indicateurs de stress financier dans la zone euro ?

Pour choisir nos variables de stress financier, nous nous sommes appuyés sur la littérature récente : [Corbet \(2014\)](#), [Aizenman et al. \(2012\)](#), [Grimaldi \(2010\)](#), [Frank, González-Hermosillo et Heiko \(2008\)](#)). Nous avons retenu quatre variables, dont les définitions et les graphiques (2005- 2014) sont donnés ci-dessus. Pour l'ensemble de ces variables, les données sont journalières, extraites de Datastream sur la période allant de janvier 2005 à décembre 2014. Au cours de cette période, la zone euro a été frappée, d'abord par la crise des *subprimes* jusqu'à la fin de l'année 2009, ensuite, par la crise des dettes souveraines. On constate que les intervalles de fortes volatilités sur les marchés boursiers des PECO correspondent à de fortes variations des indicateurs de stress financier notamment dans le cas de la première crise.

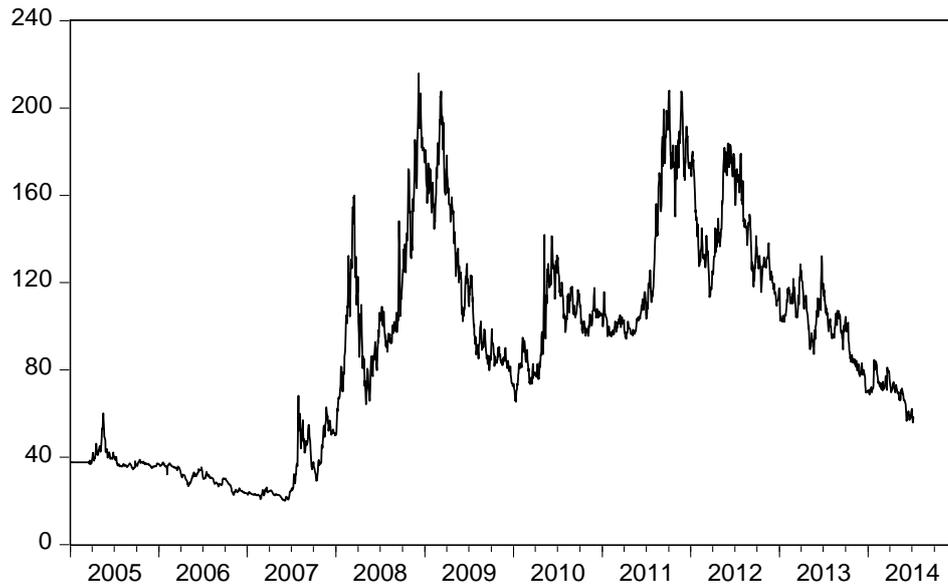
- **CDS iTraxx Europe 5 ans** : les *Credit Default Swaps* sont les dérivés de crédit les plus courants. Nous nous intéressons aux valeurs des CDS du secteur bancaire de la zone euro à 5 ans en tant que mesure du risque de défaut des banques. En effet, la valeur d'un CDS est représentée par la différence entre les primes versées périodiquement par l'acheteur de protection (la banque) et le flux éventuel de compensation versé par le vendeur de protection. Lorsque la valeur du CDS s'apprécie, c'est que l'acheteur de protection doit verser une prime plus importante pour se prémunir d'un risque accru de crédit.

---

<sup>9</sup> Ce type de modèle est appelé GARCHX. Il exige à l'instar des modèles GARCH standard la stationnarité et la non négativité de la variance conditionnelle. La deuxième contrainte est généralement difficile à satisfaire empiriquement (voir par exemple, [Hwang et Satchell \(2005\)](#)).

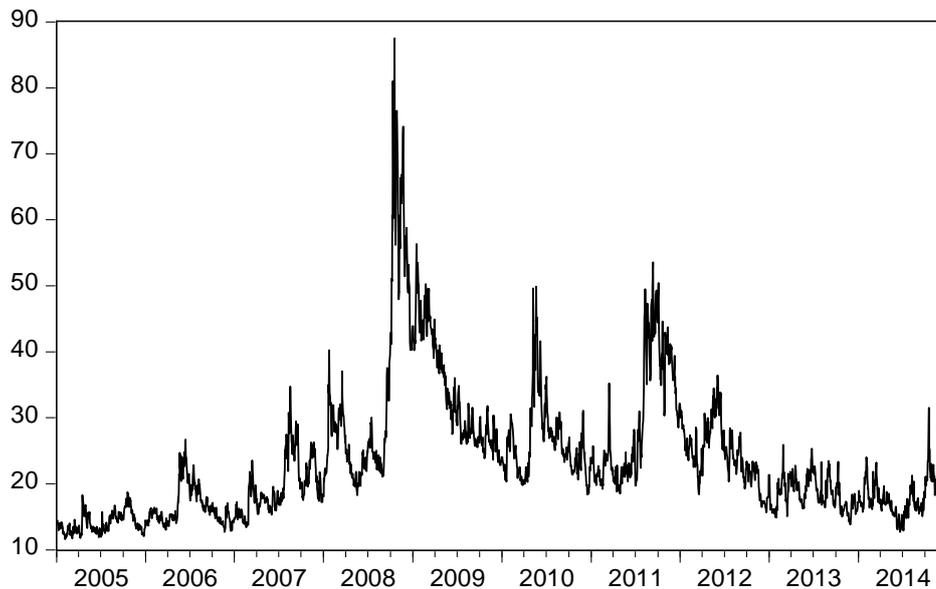
<sup>10</sup> Les motivations techniques de ce choix seront développées ultérieurement.

Figure 1.7: CDS iTraxx Europe 5 ans



- **VSTOXX** : l'indice de volatilité des rendements boursiers dans la zone euro est basé sur les prix des options en temps réel de l'indice boursier EURO STOXX 50<sup>11</sup> et il est conçu pour refléter les attentes du marché en termes de volatilité. Cette variable reflète le coût de protection des actions contre une baisse de marché et permet de mesurer l'aversion au risque en Europe.

Figure 1.8: VSTOXX

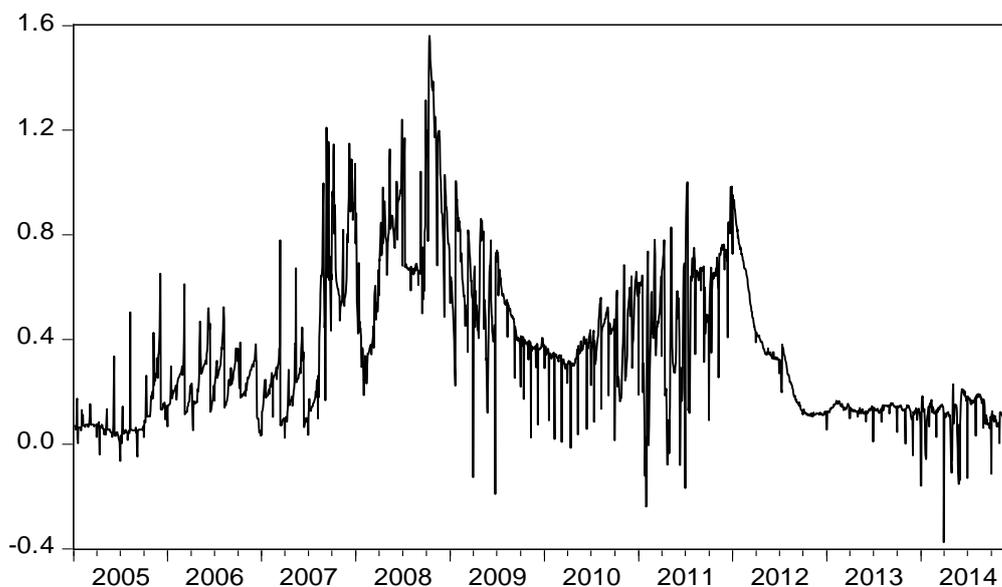


<sup>11</sup> L'indice Dow Jones Euro STOXX 50 comprend 14 valeurs françaises. Il regroupe 50 valeurs phares, choisies sur des critères de capitalisation, de liquidité et de poids sectoriel.

- **Liquidité bancaire** : les *spreads* de taux interbancaires permettent de mesurer les tensions sur la liquidité des banques de la zone euro. Dans notre cas, il s'agit de l'écart entre les taux interbancaires EURIBOR 3 mois et EONIA<sup>12</sup>. Il reflète la prime de risque exigée par une banque pour prêter des liquidités à une autre banque.

- **Liquidité du marché obligataire** : mesurée par les *spreads* des taux souverains au sein de la zone euro (*spreads* calculés vis-à-vis de l'Allemagne). Cette mesure vise à prendre en compte le défaut souverain notamment dans le cas de la crise en Zone euro. Nous avons construit cette variable en calculant l'écart entre les obligations d'Etat à 10 ans avec l'Allemagne et en pondérant par la part des dettes des Etats dans la dette totale de la zone euro. On note que la pondération des *spreads* par la part du PIB des Etats dans le PIB de la zone euro donne des résultats parfaitement similaires.

Figure 1.9: Spread des taux interbancaires

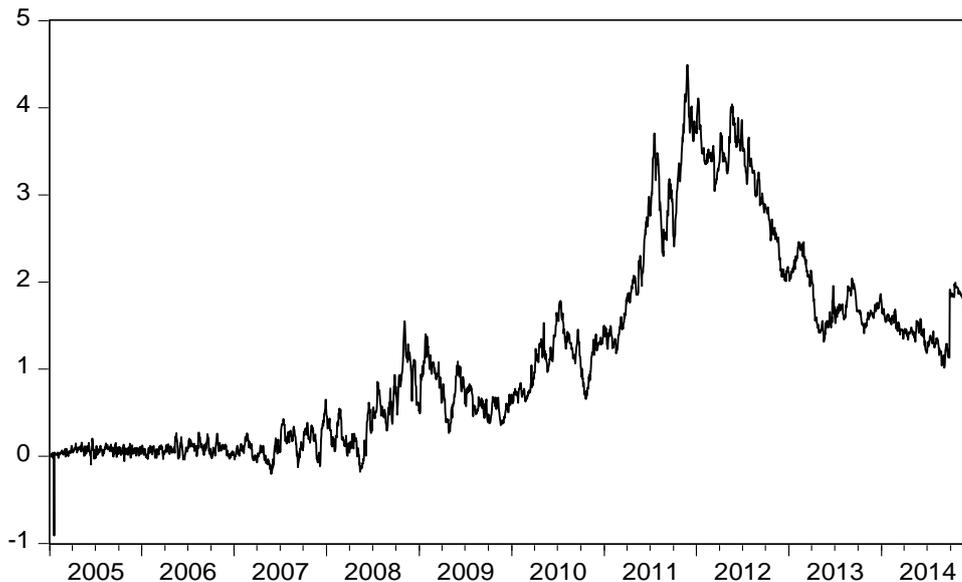


<sup>12</sup> Selon les définitions de la BCE :

- *Euro Overnight Index Average (EONIA)* : « taux calculé par la BCE et diffusé par la FBE (Fédération Bancaire de l'Union Européenne). Il résulte de la moyenne pondérée de toutes les transactions au jour le jour de prêts non garantis réalisées par les banques retenues pour le calcul de l'euribor. »

- *Euro Interbank Offered Rate (EURIBOR)* : « taux interbancaire offert entre banques de meilleures signatures pour la rémunération de dépôts dans la zone euro. Il est calculé en effectuant une moyenne quotidienne des taux prêteurs sur 13 échéances communiqués par un échantillon de 57 établissements bancaires les plus actifs de la zone Euro. Il est calculé sur la base de 360 jours et est diffusé à 11h le matin si au moins 50% des établissements constituant l'échantillon ont effectivement fourni une contribution. La moyenne est effectuée après élimination des 15% de cotation extrêmes (le nombre éliminé est toujours arrondi) et exprimée avec trois décimales. »

Figure 1.10. Spread des taux souverains



### 1.3 Modèle TVPMS appliqué aux volatilités des bourses des PECO

Afin d'étudier le lien entre le changement des volatilités sur les marchés boursiers des PECO et l'environnement financier dans la zone euro, nous avons appliqué le modèle TVPMS. Le cadre des modèles TVPMS est utile pour caractériser des dynamiques avec des changements de régimes. Il a été proposé dès les années quatre-vingt-dix par [Filardo \(1994\)](#) et [Filardo et Gordon \(1998\)](#). Un cadre général a récemment été introduit par [Kim et al. \(2008\)](#). Ce modèle sera adopté dans la suite lors de la conduite de l'analyse économétrique. Il se distingue des modèles Markov *switching* proposés par [Hamilton \(1989\)](#) par le caractère variable des probabilités de transition au cours du temps. Les paramètres de ce modèle sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance en appliquant un filtre itératif non-linéaire. Selon [Dufrénot et al \(2010\)](#), le modèle TVPMS présente des caractéristiques spécifiques qui sont absentes des autres catégories de modèles non linéaires :

- d'abord, une crise financière n'est pas prévisible *ex ante*. Le modèle TVPMS permet justement de déterminer de façon endogène quels sont les jours correspondant à des volatilités fortes ou faibles ;
- ensuite, ce modèle permet d'évaluer la vraisemblance selon laquelle le stress financier constaté sur les marchés financiers de la zone euro a réellement été un des facteurs

explicatifs fondamentaux des changements de la volatilité sur les marchés financiers des PECO ;

- enfin, il permet de capturer des changements de régime occasionnels, qui sont *a priori* des événements discrets. Les modèles GARCH standard ne peuvent pas les appréhender car ils supposent que ces changements se produisent de façon continue.

#### 1.4 Présentation économétrique du modèle TVPMS

Pour introduire le modèle TVPMS, supposons qu'une variable endogène  $y_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) désigne la volatilité des rendements d'un indice boursier. Elle décrit deux régimes : d'une part, un régime de volatilité élevée correspondant à des périodes de crise et, d'autre part, un régime de basse volatilité correspondant à des périodes « normales ». L'hypothèse de départ est qu'aucun de ces régimes n'est observable *ex-ante* (une crise n'est pas prévisible). Ainsi, l'occurrence des régimes est caractérisée par une variable d'état non observée  $s_t$  qui prend deux valeurs : 1 si le régime observé est 1 et 2 s'il se réalise le régime 2.

L'observation du régime 1 ou 2 à la date  $t$  dépend des régimes successifs qui se sont réalisés aux dates  $t-1, t-2, \dots, t-k$ . Étant donné que nous ne connaissons pas à l'avance le régime qui va se réaliser, nous devons associer une probabilité  $P \in [0,1]$  à sa réalisation. Par simplicité, nous admettons que la variable  $s_t$  suit un processus de Markov d'ordre un, ce qui signifie que l'évolution de  $y_t$  dans un régime de forte ou de faible volatilité à une date donnée n'est influencée que par le régime observé à la date précédente :

$$P\{s_t/s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_{t-k}\} = P\{s_t/s_{t-1}\} \quad (1)$$

Notre objectif, rappelons-le, est de répondre à la question suivante : dans quelle mesure les fortes variations des volatilités constatées sur les marchés boursiers des PECO, suite aux crises des *subprimes* et/ou des dettes souveraines dans la zone euro, peuvent-elles s'expliquer par la dégradation de l'environnement financier sur les marchés de la zone euro ?

Pour ce faire, nous avons choisi quatre variables de stress financier qui sont : la volatilité sur le marché boursier de la zone euro, un indicateur de la défiance sur le secteur bancaire (les *Credit Default Swaps*, CDS), des *spreads* de taux souverains et interbancaires qui renseignent sur les tensions concernant la liquidité sur les marchés obligataires et interbancaires respectivement de la zone euro. Ces indicateurs financiers sont alors

supposés représenter des aspects de la dégradation de l'environnement financier sur les marchés de la zone euro. Il est raisonnable de supposer que ces derniers sont parmi les causes de la hausse ou de la baisse de la volatilité sur les marchés boursiers des PECO. Par conséquent :

$$P\{s_t/s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_{t-K}\} = P\{s_t/s_{t-1}, Z_t\} \quad (2)$$

et

$$s_t = \begin{cases} 1, & \text{si } \eta_t < a(s_{t-1}) + Z_t b(s_{t-1}) \\ 2, & \text{si } \eta_t \geq a(s_{t-1}) + Z_t b(s_{t-1}) \end{cases} \quad (3)$$

Avec  $\eta_t \sim \text{i.i.N}(0,1)$ , et  $Z_t$  désigne les observations présentes ou passées de nos quatre variables financières précédentes. Dans l'équation (3),  $s_t$  est fonction linéaire de  $Z_t$  (appelée variable de transition). L'influence de l'environnement financier dans la zone euro sur l'évolution de la volatilité des rendements des indices boursiers des PECO à une date donnée dépend donc du régime initialement observé à la date précédente. C'est la raison pour laquelle  $a$  et  $b$  dépendent de  $s_{t-1}$ .

Nous pouvons enfin écrire les probabilités de transition  $p_{1j}$  et  $p_{2j}$  :

$$\left\{ \begin{array}{l} P\{s_t = 1/s_{t-1} = j, Z_t\} = p_{1j}(Z_t) = P(\eta_t < a_j + z_t b_j) = \Phi(a_j + z_t b_j) \\ P\{s_t = 2/s_{t-1} = j, Z_t\} = p_{2j}(Z_t) = P(\eta_t \geq a_j + z_t b_j) = 1 - \Phi(a_j + z_t b_j) \end{array} \right\} \quad (4)$$

où  $\Phi$  est la fonction de distribution cumulée normale. Et  $j=1,2$ .

Le modèle markovien à changement de régimes est bouclé en écrivant les probabilités de transition variables (TVPMS) qui sont données par l'équation (5) :

$$y_t = \begin{cases} x_t \beta_1 + \sigma_1 \varepsilon_t & \text{avec une probabilité } p_{1j}(Z_t) \\ x_t \beta_2 + \sigma_2 \varepsilon_t & \text{avec une probabilité } p_{2j}(Z_t) \end{cases} \quad (5)$$

- $x_t$ <sup>13</sup> est un vecteur de dimension  $k \times 1$  de variables exogènes (qui peut inclure des valeurs retardés de  $y_t$ ) influençant la variable endogène  $y_t$ .

<sup>13</sup> Afin de simplifier notre modèle, nous allons retenir une seule variable exogène :  $y_{t-1}$ .  $x_t$  se réduit donc à  $y_{t-1}$ .

- $\varepsilon_t \sim \text{i.i.N}(\mathbf{0}, \mathbf{1})$  et  $\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim \text{N}(\mathbf{0}, \Sigma)$ ,  $\Sigma = \begin{bmatrix} \mathbf{1} & \rho \\ \rho & \mathbf{1} \end{bmatrix}$  et  $\text{cov}(\varepsilon_t, \eta_{t+h}) = 0$ ,  $\forall h \neq 0$ . Les propriétés probabilistes habituelles pour l'ergodicité et l'inversibilité des modèles TVPMS s'appliquent si on suppose que  $\mathbf{x}_t$ ,  $\mathbf{y}_t$  et  $\mathbf{z}_t$  sont stationnaires en covariance.

Le modèle ci-dessus peut être généralisé à un nombre plus élevé d'états (Kim *et al.*, 2008) et englobe d'autres modèles Markov-switching déjà proposés dans la littérature. Il est très semblable aux modèles à probabilités variables introduits par Goldfeld et Quandt (1973), Diebold *et al.* (1994), Filardo (1994), tout en étant plus général car les deux processus  $\mathbf{s}_t$  et  $\eta_t$  peuvent être corrélés ( $\rho \neq 0$ ) et les variances des régimes différentes. Quand  $\mathbf{b}_j = \mathbf{0}$ , le modèle se réduit au modèle à probabilité constante de Goldfeld et Quandt (1973) et d'Hamilton (1989).

#### 1.4.1 Méthode d'estimation

Le modèle ci-dessus est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance (ML) avec quelques modifications mineures par rapport au filtre non linéaire d'Hamilton (1989). Les estimateurs sont convergents et asymptotiquement efficaces sous l'hypothèse de normalité des erreurs (Kiefer, 1978).

Nous définissons les vecteurs suivants :

- $\Omega_t = (\mathbf{x}'_t, \mathbf{z}'_t)$ , le vecteur des observations de  $x$  et  $z$  à l'instant  $t$  ;
- $\varepsilon_t = (\mathbf{y}_t, \mathbf{y}_{t-1}, \dots, \mathbf{y}_1)$  le vecteur des observations de la volatilité des rendements boursiers des PECO ;
- $\theta = (\beta_1, \sigma_1, \mathbf{a}_1, \mathbf{b}_1, \beta_2, \sigma_2, \mathbf{a}_2, \mathbf{b}_2, \rho)'$  le vecteur de paramètres.

La fonction de vraisemblance conditionnelle des observations  $\varepsilon_t$  est définie par l'expression suivante :

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{t=1}^T f(\mathbf{y}_t / \Omega_t, \xi_t; \theta) \quad (6)$$

où

$$f(\mathbf{y}_t / \Omega_t, \xi_t; \theta) = \sum_i \sum_j f(\mathbf{y}_t / \mathbf{s}_t = i, \mathbf{s}_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \quad (7)$$

$$\times \mathbf{P}(\mathbf{s}_t = i, \mathbf{s}_{t-1} = j / \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta).$$

En utilisant le théorème de Bayes on a :

$$\mathbf{P}(\mathbf{s}_t = i, \mathbf{s}_{t-1} = j / \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) = P_{ij}(\mathbf{z}_t) \mathbf{P}(\mathbf{s}_{t-1} = j / \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)$$

$$\begin{aligned}
&= P(s_t = i / s_{t-1} = j, z_t) P(s_{t-1} = j / \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \\
&= P_{ij}(z_t) P(s_{t-1} = j / \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)
\end{aligned} \tag{8}$$

et

$$\begin{aligned}
P(s_t = i / \Omega_{t+1}, \xi_t; \theta) &= P(s_t = i / \Omega_t, \xi_t; \theta) = \\
&= \frac{1}{f(y_t / \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)} \sum f(y_t / s_t = i, s_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) \times P(s_t = i, s_{t-1} = j / \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta)
\end{aligned} \tag{9}$$

La fonction  $f$  dans les équations (7) et (9) est la fonction de densité conditionnelle dépendante du régime que l'on peut écrire sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}
f(y_t / s_t = 1, s_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) &= \\
\frac{\phi\left(\frac{y_t - x_t \beta_1}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{a_j + z_t b_j - \rho((y_t - x_t \beta_1) / \sigma_1)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right)}{\sigma_1 P_{1j}(z_t)}
\end{aligned} \tag{10a}$$

et

$$\begin{aligned}
f(y_t / s_t = 2, s_{t-1} = j, \Omega_t, \xi_{t-1}; \theta) &= \\
\frac{\phi\left(\frac{y_t - x_t \beta_2}{\sigma_2}\right) \Phi\left(\frac{-(a_j + z_t b_j) - \rho((y_t - x_t \beta_2) / \sigma_2)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right)}{\sigma_2 P_{2j}(z_t)}
\end{aligned} \tag{10 b}$$

Où  $\Phi$  est la fonction de distribution cumulée normale.

Il convient de noter que les deux spécifications sont englobées dans le modèle TVPMS, en fonction de la valeur de  $\rho$ . Si  $\rho = 0$ , il n'y a pas de corrélation entre  $\xi_t$  et les valeurs passées de la variable d'état. En d'autres termes, la variable d'état est exogène. Au contraire,  $\rho \neq 0$  correspond au cas de changement endogène. Un test de l'hypothèse nulle d'exogénéité de la variable d'état est obtenu en testant l'hypothèse nulle  $\rho = 0$  (voir Hamilton (2004) et Kim *et al.* (2008)).

L'influence de  $Z_t$  sur  $P_{1j}$  et  $P_{2j}$  donne des informations sur la façon dont les variables de transition influencent la probabilité d'être dans un régime ou dans l'autre. Par exemple, supposons que le régime 1 est le régime de crise marqué par une forte volatilité. Un nombre positif (resp. négatif) de  $b_1$ , (resp.  $b_2$ ) implique que la variable de transition augmente la probabilité d'être dans le régime à forte volatilité à l'instant  $t$  et diminue la

probabilité d'être dans le régime à faible volatilité, indépendamment de l'état de l'économie à l'instant  $t$ .

## 1.5 Résultats empiriques

Pour toutes les estimations, la variable endogène  $y_t$  représente la variation de la volatilité des rendements boursiers de chaque PECO. La variable exogène est le premier retard de la variable endogène. Les variables incluses dans  $z_t$  sont les différents indicateurs de stress financier sur les marchés financiers de la zone euro. On rappelle qu'on a choisi quatre variables de stress financier qui sont : la volatilité sur le marché boursier de la zone euro, un indicateur de la défiance sur le secteur bancaire (les *Credit Default Swaps*, CDS), des *spreads* de taux souverains et interbancaires qui renseignent sur les tensions concernant la liquidité sur les marchés obligataires et interbancaires respectivement de la zone euro.

Pour chaque pays, nous avons effectué sur l'ensemble de nos variables (endogènes et exogènes, les tests de racine unitaire (ADF, PP, KPSS)<sup>14</sup> :

- Les variables CDS iTraxx, liquidité du marché et liquidité bancaire sont stationnaires en premières différences selon les résultats des trois tests ;
- Les volatilités des PECO (variables endogènes) et la volatilité de la zone euro sont stationnaires selon les résultats des tests ADF et PP et non stationnaires selon le test du KPSS. La littérature conclue généralement à la supériorité du KPSS. C'est pourquoi, on conclue à la non-stationnarité des séries des volatilités. Nous allons donc travailler sur les volatilités en différence premières ( $\Delta$ volatilité).

Enfin, pour chaque pays, le modèle TVPMS estimé est le suivant :

$$\Delta volatilité_t = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_1 (\Delta volatilité)_{t-1} + \sigma_1 \varepsilon_t, & \text{avec la probabilité } p_{1j}(z_t) \\ \alpha_2 + \beta_2 (\Delta volatilité)_{t-1} + \sigma_2 \varepsilon_t, & \text{avec la probabilité } p_{2j}(z_t) \end{cases}$$

Les paramètres  $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1$  et  $\beta_2$  sont les **paramètres de changement de régimes**, alors que les coefficients  $a_1, a_2, b_1$  et  $b_2$  **captent la variation temporelle**<sup>15</sup>. On rappelle que si  $b_j = 0$ , le modèle TVPMS se réduit au modèle à probabilité constante. Pour toutes les régressions, deux spécifications ont été estimées : la première tient compte de

<sup>14</sup> Les résultats de ces tests ne sont pas rapportés ici.

<sup>15</sup> Ces coefficients sont inclus dans l'expression de  $p_{1j}(z_t)$  et  $p_{2j}(z_t)$  dans la section III.2.

l'endogénéité ( $\rho \neq 0$ ) et la seconde relâche cette hypothèse ( $\rho = 0$ ). Pour toutes les estimations, l'hypothèse  $\rho = 0$  a été rejetée.

Les résultats des estimations pour les deux crises sont donnés dans les tableaux 1.5. à 1.8 Dans l'objectif de mettre l'accent sur les points essentiels, nous les avons regroupés par variable de transition  $z_t$

### 1.5.1 Influence du risque de défaut des banques de la zone euro sur les bourses des PECO

Le tableau 1.5 donne les résultats des estimations pour les deux crises en considérant la variable CDS itraxx 5 ans comme variable de transition entre les deux régimes. En effet, pour la première période d'estimation ( crise des subprimes), la variation moyenne de la volatilité ( $\alpha_1$ ) est significativement négative dans le régime 1, alors qu'elle ( $\alpha_2$ ) est significativement très faible dans le régime 2. Le changement dans la volatilité est alors marqué par des phases de pics importants, notamment dans le régime 1. Son amplitude est plus importante (16 fois) que dans le deuxième régime comme l'illustre la valeur de  $\sigma_1$  comparée à celle de  $\sigma_2$ . Ces constats restent similaires pour les trois autres variables de transition. A ce stade, on peut conclure que le régime 1 correspond bien au régime-crise et le régime 2 au régime-calme. Ceci est d'autant plus plausible puisque  $b_1$  est significativement positif ou/et  $b_2$  est significativement négatif sauf pour la Lituanie et la République tchèque. Ces résultats prouvent que les CDS bancaires de la zone euro contiennent de l'information sur la probabilité d'être dans un régime ou dans l'autre et par conséquent influencent le changement (*switching*) d'un régime à l'autre. En effet, la hausse de la valeur des CDS pendant la crise des *subprimes* traduit un accroissement du risque de défaut des banques (la plupart sont des filiales de banques d'Europe occidentale), et donc des tensions sur le marché bancaire et financier ; les PECO ayant de plus en plus recourt au capitaux internationaux pour se financer, ces tensions finissent par se répercuter sur les marchés boursiers de ces pays.

Les résultats pour la crise des dettes souveraines ne sont pas très différents par rapport au précédent. En effet, on distingue deux régimes dans lesquels évoluent les changements de la volatilité. Comme  $|\alpha_1| < |\alpha_2|$  et  $\sigma_1 < \sigma_2$ , on peut conclure que le régime 1 correspond bien au régime-calme et le régime 2 au régime-crise. La valeur de  $b_2$  est significativement positive et celle de  $b_1$  est significativement négative pour la Hongrie, la Pologne et la République Tchèque (considérés comme les trois pays les plus intégrés financièrement avec la zone euro ([Aslanidis et Savva \(2011\)](#)) et enfin pour la Lituanie.

**1.5.2 Influence des changements de VSTOXX sur les bourses des PECO**

L'analyse de la pertinence informative de la volatilité de la zone VSTOXX ( tableau 1.6) révèle que celle-ci assure la transition d'un régime calme à un régime de crise pour l'ensemble des pays. L'accroissement de la volatilité des bourses de la zone euro augmente la probabilité de stress sur les marchés boursiers des PECO (le coefficient  $b_2$  est significativement négatif).

Les résultats des estimations pour la variable VSTOXX pendant la deuxième période ( crise des dettes souveraines) restent similaires à ceux de la première période. . Les changements de la volatilité de la zone euro semblent être un autre élément favorisant les variations de la volatilité sur les marchés boursiers de l'Europe émergente.

Tableau 1.5 : Estimation du modèle TVPMS pour les deux crises, avec la variable de transition CDS iTraxx Europe 5ans

Crise des <i>subprimes</i>							Crise des dettes souveraines					
$z_t$	CDS iTraxx Europe 5ans						CDS iTraxx Europe 5ans					
$y_t$	CROATIE	HONGRIE	LITUANIE	POLOGNE	REP TCHEQUE	ROUMANIE	CROATIE	HONGRIE	LITUANIE	POLOGNE	REP TCHEQUE	ROUMANIE
$\alpha_1$	-0.0639**	-0.1164*	-0.1045**	-0.0670**	-0.1000**	-0.0846**	0.00009**	0.0002**	0.00007**	0.00001**	0.00008**	-0.0002**
$\alpha_2$	-0.4197**	-0.2471	-0.3246**	-0.3677*	-0.4683**	-0.4840**	-0.3928**	-0.4046**	-0.3641**	-0.4319**	-0.3279**	-0.4167**
$\beta_1$	0.0003**	-0.0014**	-0.0002**	-0.0016**	-0.00007**	0.0005**	-0.0438*	-0.0463**	-0.0426**	-0.0284**	-0.0368**	-0.0689**
$\beta_2$	-0.3349**	-0.4796**	-0.2942**	-0.5212**	-0.3983**	-0.3279**	-0.5061**	-0.4223**	-0.5264**	-0.4211**	-0.4795**	-0.3053**
$\sigma_1$	0.1734**	0.3721**	0.16997**	0.1679*	0.2967**	0.2271**	0.0042**	0.0133**	0.00374**	0.0067**	0.0097**	0.0083**
$\sigma_2$	0.0103**	0.0456**	0.00894**	0.0243**	0.0154**	0.0223**	0.0755**	0.1160**	0.06355**	0.06700**	0.0775**	0.16862**
$a_1$	0.8316*	2.9715	0.59339*	2.7524	0.8732*	0.9224*	1.5423*	1.5045*	1.34604*	1.5347*	1.5507*	1.5509*
$a_2$	-1.3893**	-1.8805*	-1.3609*	-1.6632*	-1.6509*	-1.4642*	-0.4662	-0.7295*	-0.5376*	-0.7071*	-0.7221*	-0.7189**
$b_1$	<b>0.0001**</b>	0.8006	-0.0005	3.6946	-0.0013	<b>0,0184**</b>	-0.0068	<b>-0.0450**</b>	<b>-0.0009**</b>	<b>-0.0456**</b>	<b>-0.0653**</b>	-0.0038
$b_2$	<b>-0.0027**</b>	<b>-0.0026**</b>	-0.0009	<b>-0.0005**</b>	-0.0071	<b>-0,0361**</b>	-0.0049	<b>0.00626**</b>	<b>0.00572**</b>	<b>0.0004</b>	<b>0.0098**</b>	-0.0228

Note : \*\*p-value inferieur à 5% ; \*p-value inferieur à 10%

Tableau 1.6 : Estimation du modèle TVPMS pour les deux crises, avec la variable de transition VSTOXX

Crise des subprimes							Crise des dettes souveraines					
$z_t$	VSTOXX volatilité de la zone euro						VSTOXX					
$y_t$	CROATIE	HONGRIE	LITUANIE	POLOGNE	REP TCHEQUE	ROUMANIE	CROATIE	HONGRIE	LITUANIE	POLOGNE	REP TCHEQUE	ROUMANIE
$\alpha 1$	-0.1852**	-0.0718*	-0.1042**	-0.0491**	-0.1300*	-0.0822**	-0.0001**	0.00019**	0.00007**	0.00009**	0.00007**	-0.0002**
$\alpha 2$	0.1469*	-0.3898*	-0.3245**	-0.4874**	-0.1877	-0.4837**	-0.3937**	-0.3995**	-0.3649**	-0.4294**	-0.3216**	-0.4159**
$\beta 1$	0.0002**	-0.0009*	-0.0002**	0.0005**	-0.0021**	0.0004**	-0.0406**	-0.0479**	-0.0424**	-0.0285**	-0.0369**	-0.0696**
$\beta 2$	-0.8613**	-0.4052**	-0.2941**	-0.2886**	-0.6004**	-0.3279**	-0.5067**	-0.4284**	-0.5272**	-0.4209**	-0.4857**	-0.3022**
$\sigma 1$	0.2574**	0.3000**	0.16989**	0.0989**	0.5086*	0.2230*	0.00422**	0.01343**	0.00375**	0.00671**	0.00974**	0.00823**
$\sigma 2$	0.0451**	0.0350**	0.00894**	0.0095**	0.0411*	0.0215**	0.07504**	0.11634**	0.06360**	0.06661**	0.07757**	0.16753**
$a 1$	0.2919	0.5166	0.59414*	0.7406*	3.6724	0.9090*	1.59013*	1.49405*	1.34946*	1.52013*	1.56866*	1.54337*
$a 2$	-1.4980*	-1.8557*	-1.3605*	-1.226*	-1.9312*	-1.4174*	-0.5189	-0.6985*	-0.5424*	-0.6901*	-0.6889*	-0.7091*
$b 1$	1.4370	-0.9966	<b>0.00039**</b>	<b>0.0021**</b>	0.9954	-0.0019	-0.0922	<b>-0.0820**</b>	<b>-0.0147**</b>	<b>-0.0813**</b>	<b>-0.1610**</b>	-0.0531
$b 2$	<b>-0.0055**</b>	<b>-0.0017**</b>	<b>-0.00007**</b>	<b>-0.00002**</b>	<b>-0.0064**</b>	-0.0034	-0.0309	<b>0.04618**</b>	<b>0.00922**</b>	<b>0.01560**</b>	<b>0.06369**</b>	-0.0066

Note : \*\*p-value inferieur à 5% ; \*p-value inferieur à 10%

### 1.5.3 Influence du *spread* des taux interbancaires sur les bourses des PECO

Les résultats des estimations ( tableau 1.7) mettent en évidence de nouveau l'existence de deux régimes pour les variations de la volatilité (régime 2 calme et régime 1 crise). La variable *spread* des taux interbancaires explique ce changement de régime pour la Hongrie, la Lituanie et la Roumanie. Autrement dit, une dégradation des conditions de liquidité dans la zone euro augmente la probabilité d'observer des pics dans les changements de volatilité sur les marchés Hongrois et Roumain. Ce résultat peut être expliqué par les fortes variations de la volatilité sur ces deux marchés pendant la crise des *subprimes*. Ces pays ont bénéficié d'ailleurs d'une intervention du FMI pour rétablir la confiance sur le marché européen. En revanche, même si les coefficients  $b_1$  et  $b_2$  apparaissent statistiquement significatifs pour le cas de la Lituanie, leurs signes sont contrintuitifs (opposés).

Pour le cas de la crise européenne, l'introduction de cette variable dans le modèle ne semble pas être pertinente d'un point de vue économétrique pour l'ensemble des pays et le modèle TVPMS se réduit dans ce cas à un modèle à la Hamilton (probabilités fixes). Cette différence peut trouver une explication dans la magnitude des variations de volatilités des marchés boursiers pendant les deux périodes de crises. En effet, comme déjà souligné, la crise des *subprimes* a frappé plus durement le système financier mondial.

### 1.5.4 Influence du *spread* des taux souverains sur les bourses des PECO

Les résultats de l'estimation du modèle TVPMS ( tableau 1.8) pour l'ensemble des pays ne sont pas très différents des précédents. En effet, on distingue deux régimes dans lesquels évoluent les changements de la volatilité du marché hongrois ( $|\alpha_1| > |\alpha_2|$  et  $\sigma_1 > \sigma_2$ ). Quant à la pertinence du *spread* des taux souverains à discriminer entre les deux régimes, ce dernier joue un rôle significatif pour influencer les probabilités de transition. En effet les deux coefficients de changement de régime  $b_1$  et  $b_2$  sont significatifs et de signes attendus pour ce qui est de la crise des *subprimes* ( $b_1 > 0$  et  $b_2 < 0$ ) sauf pour la Hongrie. Le *spread* des taux souverains donne des résultats pertinents et intuitifs sur l'évolution de la volatilité. En effet, une hausse de l'écart entre les taux souverains en zone euro (traduit des conditions de liquidité tendues) est déterminante pour des changements importants de volatilité pendant la crise.

Dans le cas de la crise des dettes souveraines, la hausse du *spread* des taux souverains n'apporte aucune information quand aux changements de volatilité pour les six pays. Les mêmes explications déjà énoncées pour les résultats du tableau 1.7 restent valables ici.

### 1.5.5 Synthèse des résultats

Les résultats des estimations du modèle TVPMS font ressortir des similitudes et des différences entre les pays :

- *Pour la crise des subprimes*

Les résultats des estimations du modèle TVPMS permettent de distinguer clairement entre deux régimes : un premier régime caractérisé par de faibles changements de volatilité et un second marqué par les plus forts. Ce résultat reste valable pour la crise des dettes souveraines. Globalement, les changements de la volatilité VSTOXX, le spread des taux interbancaires et les CDS bancaires sont les plus pertinentes pour influencer la transition entre ces deux régimes. Ce résultat montre l'existence d'un certain degré d'intégration entre les bourses des PECO et celles de la zone euro. L'intensité des liens bancaires entre ces pays émergents et les pays de la zone euro semble être un vecteur important de contagion régionale pour certains pays PECO.

La Croatie, la Hongrie et la Pologne et la Roumanie apparaissent les plus vulnérables aux chocs financiers émanant des pays développés de l'union européenne ; pour ces pays l'ensemble des indicateurs de stress financiers apportent de l'information sur les changements de leurs volatilités pendant la crise financière. Ce qui traduit vraisemblablement une forte connexion de leurs marchés boursiers au niveau international.

Tableau 1.7 : Estimation du modèle TVPMS pour les deux crises, avec la variable de transition *spread* des taux interbancaires

Crise des <i>subprimes</i>							Crise des dettes souveraines					
$z_t$	<i>Spread</i> des taux interbancaires						<i>Spread</i> des taux interbancaires					
$y_t$	CROATIE	HONGRIE	LITUANIE	POLOGNE	REP TCHEQUE	ROUMANIE	CROATIE	HONGRIE	LITUANIE	POLOGNE	REP TCHEQUE	ROUMANIE
$\alpha 1$	-0.0656**	-0.3762*	-0.1042**	-0.0499**	-0.1004**	-0.0806**	0,0006**	-0.0469**	0.00007**	0,00003**	-0.0368**	-0.0699*
$\alpha 2$	-0.4214**	-0.1004	-0.3240**	-0.4898**	-0.4716**	-0.4845**	-0,2039**	-0.4229**	-0.3661**	-0,4935**	-0.4796**	-0.2967**
$\beta 1$	0.0003**	-0.0005**	-0.0002**	0.0005**	-0.0001**	0.0003**	-0.00009*	0.0002**	-0.0429**	0.00003**	-0,0377**	-0.0002**
$\beta 2$	-0.3380**	-0.5165**	-0.2942**	-0.2777**	-0.3955**	-0.3404**	-0.3928**	-0.4015**	-0.5306**	-0.4260**	-0,5063*	-0.4179**
$\sigma 1$	0.1751**	0.4135**	0.1696**	0.0987**	0.2983**	0.3911*	0.0755**	0.1161**	0.00375**	0.0668**	0,0133**	0.1685**
$\sigma 2$	0.0104**	0.0471**	0.0089**	0.0095**	0.0154**	0.0597**	0.0042**	0.0134**	0.06369**	0.00673**	0,0968**	0.0083**
$a 1$	0.8266**	0.2495	0.5964*	0.7332**	0.8733*	0.9234*	0.4667	0.7383	1.34673*	0.6674	1,6391	0.7204
$a 2$	-1.4148**	-1.6568*	-1.3623*	-1.2081*	-1.6334*	-1.4597*	-1.5419*	-1.4901*	-0.5434*	-1.4833*	-0,9106	-1.5526
$b 1$	0.0003	3.3849	<b>-0.0022**</b>	-0.0013	0.0012	<b>0.005**</b>	0.0050	0.1359	-0.0075	0.1125	0,2645	-0.6554
$b 2$	0.0054	<b>-0.0027**</b>	<b>0.0014**</b>	-0.0032	0.0043	<b>-0.0012**</b>	0.0076	0.1853	0.89110	0.0878	0,4191	-0.3310

Note : \*\*p-value inferieur à 5% ; \*p-value inferieur à 10%

Tableau 1.8 : Estimation du modèle TVPMS pour les deux crises, avec la variable de transition *spread* des taux souverains

Crise des <i>subprimes</i>							Crise des dettes souveraines					
$z_t$	<i>Spread</i> des taux souverains						<i>Spread</i> des taux souverains					
$y_t$	CROATIE	HONGRIE	LITUANIE	POLOGNE	REP TCHEQUE	ROUMANIE	CROATIE	HONGRIE	LITUANIE	POLOGNE	REP TCHEQUE	ROUMANIE
$\alpha 1$	-0.0661**	-0.0769**	-0.1200*	-0.0486*	-0.1037*	-0.0801**	-0.0450*	0,0005**	0.00007**	-0.0312**	-0.0396*	-0.0691*
$\alpha 2$	-0.4212**	-0.4052**	0.03268	-0.4877**	-0.4688*	-0.4840**	-0.5058*	-0,2058**	-0.3632**	-0.4207*	-0.4780**	-0.3034**
$\beta 1$	0.0003**	-0.0002**	-0.0019**	0.0005**	-0.0001**	0.0003**	-0.00008*	0.0002**	-0.0426**	0.00003**	0.0001**	-0.0002**
$\beta 2$	-0.3355**	-0.5233**	-0.4634**	-0.2893**	-0.3900**	-0.3313**	-0.3924**	-0.4013**	-0.5249**	-0.4262**	-0.3210**	-0.4173**
$\sigma 1$	0.1745**	0.2215**	0.26797*	0.0989**	0.2963**	0.2243**	0.0759**	0.1159**	0.00374**	0.06702**	0.0766**	0.1690**
$\sigma 2$	0.0103**	0.0217**	0.03131**	0.0095**	0.0152**	0.0216**	0.0042**	0.0134**	0.06360**	0.00674**	0.0095**	0.0083**
$a 1$	0.8193*	0.8238	0.65673	0.7435	0.8605*	0.9266*	0.4529	0.7404	1.34669*	0.6623*	0.6643	0.7246
$a 2$	-1.4111*	-1.5622*	-1.7206	-1.2274*	-1.5914*	-1.4999*	-1.5374*	-1.4912*	-0.5417*	-1.4837*	-1.453	-1.5604**
$b 1$	<b>0.0017**</b>	-0.0014	3.94940	<b>0.0010**</b>	<b>0.0011**</b>	<b>0.0003*</b>	0.0707	0.1439	0.02874	0.0740	0.1572	0.3508
$b 2$	<b>-0.0073**</b>	-0.0032	<b>-0.0004**</b>	<b>-0.0009**</b>	<b>-0.0026**</b>	<b>-0.0094**</b>	0.2925	0.1732	0.90836	0.2937	0.0975	-1.2706

Note : \*\*p-value inferieur à 5% ; \*p-value inferieur à 10%

- Pour la crise des dettes souveraines :

Les estimations pour la deuxième période d'étude montrent que les volatilités des marchés boursiers de : la Hongrie, la Lituanie, la Pologne et la République tchèque sont essentiellement influencées par la volatilité de l'indice boursier de la zone euro et les CDS bancaires. En revanche, les *spreads* des taux interbancaires et obligataires ne semblent pas être déterminants pour aucun pays. Ainsi, un de nos résultats importants est que la crise de la dette souveraine semble jouer, non pas *via* les tensions sur le marchés obligataires, mais *via* les tensions qui affectent les banques de la zone euro. En effet, La vulnérabilité des banques en Europe émergente vient de la détention de titres de dette publique par les banques mères.

Le marché boursier de la Croatie n'a pas connu réellement de fortes variations, ce qui explique entre autres le non pertinence informationnelle d'aucune variable de stress financier pendant la crise européenne. Néanmoins, le cas de la Roumanie est surprenant. En effet, même si les variations de volatilité ont été plus marquées, les variables de stress financier employées dans notre modèle n'ont pas apporté d'information. Ce constat pourrait être expliqué par une faible réaction du marché boursier Roumain aux nouvelles émanant de la zone euro (Hanousek & Kocenda (2009)).

L'ensemble de ces résultats suggèrent également que la contagion des tensions financières de la zone euro aux PECO étudiés ici, si elle est réelle, repose largement sur des vulnérabilités macroéconomiques et financières préalables à l'apparition de la contagion.

## **1.6 CONCLUSION**

L'objectif de notre étude a été d'examiner la transmission du stress financier de la zone euro pendant les crises vers les marchés boursiers des pays d'Europe centrale et orientale. Ces derniers, à l'instar d'autres pays émergents, ont été sérieusement affectées par la crise des *subprimes*, plus particulièrement à la suite de la faillite de la banque d'affaires américaine *Lehman Brothers*. Plus tard, ces pays sont de nouveau exposés à un choc extérieur majeur émanant de la zone euro. Dans ce travail, nous avons focalisé l'analyse sur l'impact des changements des variables de stress financier de la zone euro sur la volatilité des marchés boursiers des PECO (Croatie, Hongrie, Lituanie, Pologne, République tchèque et Roumanie).

Les résultats obtenus sont premièrement en faveur de l'existence d'une dimension non linéaire dans les changements de la volatilité (asymétrie) ceci durant les deux crises financières. En premier lieu, l'approche par les modèles GARCH nous a permis de mettre en évidence l'existence de *clusters* de volatilité. En second lieu, l'application d'une nouvelle approche basée sur des modèles à changement de régime markovien avec probabilités variables (TVPMS) nous a permis de constater la présence de deux régimes pour l'ensemble des pays d'Europe Centrale et Orientale étudiés. L'un se caractérise par de faibles changements de volatilité et l'autre par des changements plus importants.

Deuxièmement, les marchés boursiers Hongrois et Polonais semblent être les plus intégrés avec la zone euro pendant les deux crises. Ce résultat rejoint ceux de Hanousek & Kocenda (2009) et Aslanidis et Savva (2011). Troisièmement, en comparant les effets du stress financier pendant les deux crises sur les bourses des PECO, on pourrait déduire que la crise des *subprimes* a une dimension internationale marquée alors ce n'est pas le cas pour celle de la zone euro.

Enfin, la crise de la dette souveraine semble jouer, non pas *via* les tensions sur les marchés obligataires, mais *via* les tensions qui affectent les banques de la zone euro. En effet, la vulnérabilité des banques en Europe émergente vient de la détention de titres de dette publique par les banques mères. Pour préserver leurs économies contre les fluctuations importantes du financement auprès des banques étrangères, les PECO devraient renforcer leurs systèmes financiers nationaux par le renforcement des règles prudentielles. Ils doivent continuer leurs efforts afin d'améliorer la liquidité et diversifier les sources de financement.

## 1.7 ANNEXE 1.1

Tableau 1.3 : Comparaison des modèles GARCH asymétriques

		CROITIE	HONGRIE	LITUANIE	TCHEQUE	POLOGNE	ROUMANIE
GARCH	LM	5792,57	5473,89	5085,47	5676,07	5537,45	5111,72
	AIC	-11577,15	-10939,78	-10162,94	-11344,14	-11066,91	-10215,45
	BIC	-11555,02	-10917,66	-10140,81	-11322,01	-11044,78	-10193,32
EGARCH	LM	5787,55	5483,33	5092,02	5689,12	5548,50	5094,52
	AIC	-11565,10	-10956,66	-10174,04	-11368,25	-11087,00	-10179,04
	BIC	-11537,44	-10929,01	-10146,38	-11340,59	-11059,34	-10151,38
QGARCH	LM	5793	5483	5098	5680	5549	5116
	AIC	-11576	-10956	-10186	-11322,34	-11088	-10222
	BIC	-11548,34	-10928,34	-10158,34	-11350,00	-11060,34	-10194,34
GJRGARCH	LM	5794	5485	5100	5676	5549	5118
	AIC	-11578	-10960	-10190	-11342	-11088	-10226
	BIC	-11550,34	-10932,34	-10162,34	-11314,34	-11060,34	-10198,34

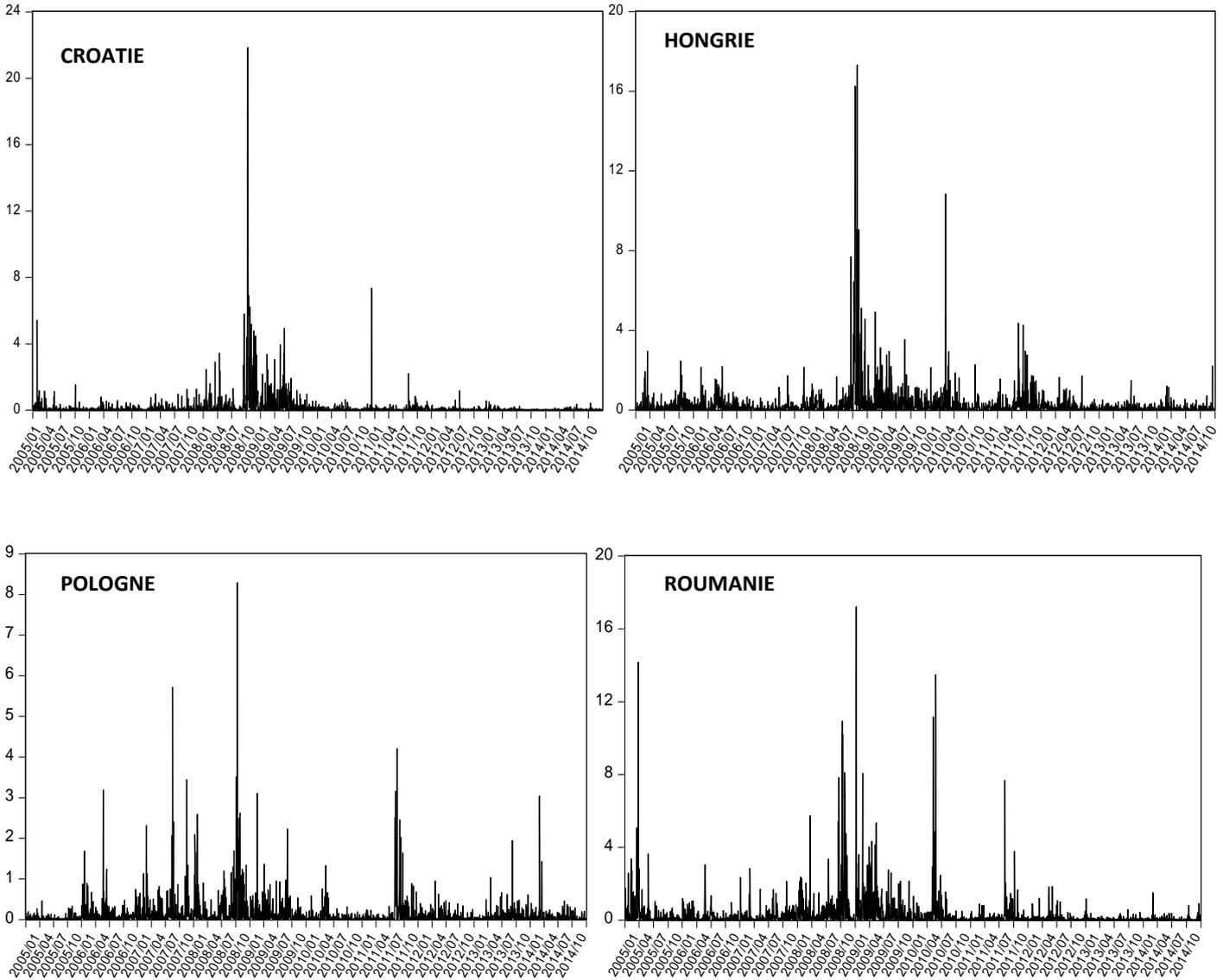
Tableau 1.4 : Test CHP sur les volatilités des rendements des marchés boursiers

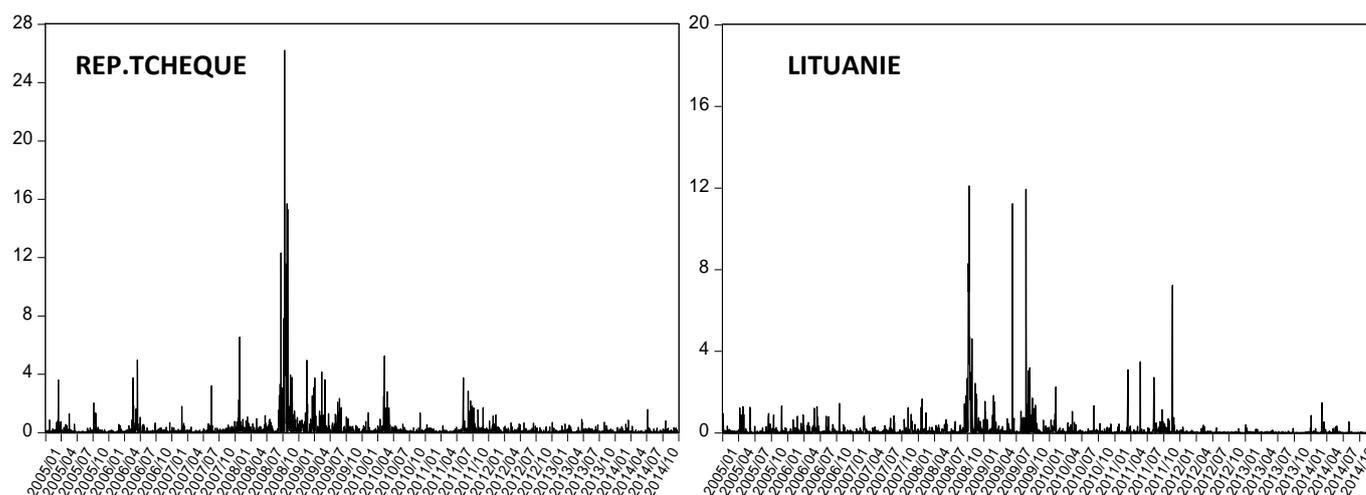
	SupTS	JAN.2005- DEC. 2009			JAN.2010-DEC. 2014			
		vc(1%)	vc( 5% )	vc(10%)	SupTS	vc(1%)	vc( 5% )	vc(10%)
<b>CROATIE</b>	21.831	4.378	3.822	3.573	140.515	3.500	3.314	2.758
<b>HONGRIE</b>	54.079	4.307	3.773	3.572	24.128	4.240	3.568	2.630
<b>LITUANIE</b>	59.814	4.254	3.571	2.909	19.413	3.822	3.466	2.769
<b>POLOGNE</b>	16.163	4.058	3.742	3.565	27.631	3.626	3.472	2.351
<b>ROUMANIE</b>	27.212	4.030	3.645	3.569	29.298	4.559	3.643	2.676
<b>REP.TCHEQUE</b>	34.064	3.980	3.603	3.567	13.631	3.797	3.436	2.564

H0 : linéarité VS H1 : non linéarité à deux régimes markoviens

SupTS est la statistique du test CHP. cv : valeurs critiques empiriques calculées au seuil de 1%, 5% et 10%.

Figure 1.5: Volatilités des marchés boursiers des PECO entre janvier 2005 et décembre 2014





## 1.8 REFERENCES

- Aizenman J., Jinjark Y., Lee M., Park D. (2012), Developing countries' financial vulnerability to the Eurozone crisis: An event study of equity and bond markets . NBER Working Paper No. 18028.
- Allegret J.P., Sallenave A. ( 2015), Capital flow bonanzas and monetary policy in emerging Europe: Responses to the global financial crisis. *Post-Communist Economies*. A paraître.
- Anderson H.M., Nam K., Vahid F. (1999), "Asymmetric nonlinear smooth transition GARCH models."
- Aslanidis N. et Savva C. (2011), Are there still portfolio diversification benefits in Eastern Europe? Aggregate versus sectoral stock market data, *The Manchester School* 79, pages 1323–1352.
- Balakrishnan R., Danninger S., Elekdag S. et Tytell I. (2011), The transmission of financial stress from advanced to emerging economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(03S2-May-June), pages 40-68.
- Banque mondiale (2010a), "Global Economic Prospects 2010: Crisis, Finance, and Growth"
- Beirne J., Caporale G.M., Schulze-Ghattas M., Spagnolo N. (2010), Global and regional spillovers in emerging stock markets: A multivariate GARCH-in-mean analysis. 11(3), Pages 250–260.

- Bekaert G., Wu G.(2000), Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets, *Review of Financial Studies* 13, pages 1-42.
- BERD (2009), *Transition Report 2009*.
- Berglof E., Korniyenko Y., Plekhanov A. et Zettelmeyer J.(2009), “Understanding the Crisis in Emerging Europe,” mimeo, EBRD.
- Berkmen P., Gelos G., Rennhack R. et Walsh, J.P. (2012). The global financial crisis: explaining cross-country differences in the output impact. *Journal of International Money and Finance*, 31(1),pages 42-59.
- Berkmen P., Rennhack R., Walsh J. et Gelos G. (2009). The global financial crisis: explaining cross-country differences in the output impact. IMF Working Paper 09/280. International Monetary Fund, Washington DC.
- Black F. (1976), *Studies of Stock Price Volatility Changes*, Proceedings of the Business and Economic Statistics, American Statistical Association, pages 177-181.
- Bollerslev T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”,*Journal of Econometrics*, 31(3), pages 307-327.
- Brana S. et Lahet D. (2009), ‘La présence des banques étrangères en Europe de l’est : Quels risques financiers ?’
- Brunetti C., Scotti C., Mariano R.S. et Tan A.H.H. (2008), “Markov switching GARCH models of currency turmoil in Southeast Asia”, *Emerging Markets Review*, 9(2), pages 104-128.
- Campbell J. et Hentschel L. (1992), No News Is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stocks Returns, *Journal of Financial Economics*. 31, pages 281-318.
- Caporale G.M, et Spagnolo N. (2010).Stock Market Integration between Three CEECs, Russia and the UK, *Review of International Economics* , 19(1), pages 158–169.
- Cardarelli R., Elekdag S. et Kose M .A.(2009), “Capital Inflows: Macroeconomic Implications and Policy Responses”, IMF Working Paper, WP/09/40.
- Carlson Mark A., King T.B. et Lewis K.F. (2008), “Distress in the Financial Sector and Economic Activity,” Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series No. 2008-43.
- Carrasco M., Hu L. et Ploberger W. (2014). Optimal Test for Markov Switching parameters. *Econometrica*, 82(2), pages 765–784.

- Christie A. (1982a), The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Values, Leverage and Interest Rates Effects, *Journal of Financial Economics*. 10, pages 407-432.
- Cocozza E., Colabella A. et Spadafora F. (2011). The impact of the global crisis on South-Eastern Europe. IMF Working Paper, WP/11/300.
- Corbet S. (2014), The European Financial Market Stress Index. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(1), pages 217-230
- Darvas Z. et Veugelers R. (2009), Bruegel, "Beyond the crisis: Prospects for Transition Economies", mimeo, October.
- Dooley M. et Hutchison M. 2009, "Transmission of the U.S. subprime crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling-recoupling hypothesis", *Journal of International Money and Finance* 28(8), pages 1331-1349.
- Dufrénot G., Mignon V. et Péguin-Feissolle A. (2011). The effects of the subprime crisis on the Latin American financial markets. *Economic Modelling*, vol. 28, pages 2342-2357
- Egert B. et Kočenda E. (2007), Interdependence between Eastern and Western European stock markets: evidence from intraday data, *Economic Systems*, 31, pages 184- 203.
- Égert B. et Koubaa Y. (2004). Modelling Stock Returns in the G-7 and in Selected CEE Economies: A Non-Linear GARCH . William Davidson Institute Working Paper No. 663
- Engle R.F. et Kroner K.F. (1995), "Multivariate simultaneous generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, pages 122-150.
- Filardo A.J. (1994). Business cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics* 12 (3), pages 299–308.
- Filardo A.J. et Gordon S.F., (1998). Business cycle durations. *Journal of Econometrics* 1, pages 3–16.
- Fonds monétaire international (FMI) (2013). Spillover report—Analytical underpinnings and other background. IMF Policy Paper, August.
- FMI (2012) . « Une reprise en cours, mais qui reste en danger ». *Études économiques et financières émergents* , Perspectives de l'économie mondiale avril 2012.
- FMI. (2010). How Did Emerging Markets Cope in the Crisis?, Strategy, Policy, and Review Department. June. Washington D.C

- Frank N., Gonzalez-Hermosillo B. et Hesse H. (2008), “Transmission of liquidity shocks: evidence from the 2007 subprime crisis”, IMF Working Paper 08/200, International Monetary Fund, Washington DC.
- Frankel J.A. et Saravelos G. (2012). Are leading indicators of financial crises useful for assessing country vulnerability? Evidence from the 2008-09 global crisis. *Journal of International Economics*, 87(2), pages 216-31.
- French K., Schwert W. et Stambaugh, R. (1987), Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics* 19, pages 3-29.
- Goldfeld S.M. et Quandt R.E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics* 1, pages 3–16.
- Hakkio C.S. et Keeton W.R. (2010) Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?. *CFA Institute* 40(1).
- Hamilton J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57 (2), pages 357–384.
- Hanousek J., Kočenda, E. et Kután, A.M. (2009). The reaction of asset prices to macroeconomic announcements in new EU markets: evidence from intraday data. *Journal of Financial Stability* 5 (2), pages 199–219.
- Hanousek, J. et Kočenda E. (2011). Foreign news and spillovers in emerging European stock markets. *Review of International Economics* 19 (1), pages 170–188.
- HARRISON, B. et MOORE W. (2011). Nonlinearities in central and eastern European stock markets. *Applied Economics Letters* 18(14), pages 1363-1366.
- Hwang S. et Satchell S. (2005). GARCH model with cross-sectional volatility: GARCHX models. *Applied Financial Economics* 3, pages 203–216.
- In P. Rothman (éd.). *Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data*”, pages 191-207.
- Kiefer N.M. (1978). Discrete parameter variations: efficient estimation of a switching regression model. *Econometrica* 46, pages 427–434.
- Kim C.J., Piger, J. et Startz R. (2008). Estimation of Markov regime-switching regression models with endogenous switching. *Journal of Econometrics* 143, pages 263–273.
- Lane P.R. et Milesi-Ferretti G.M. (2011). The cross-country incidence of the global crisis. *IMF Economic Review*, 59(1), pages 77-110.
- Pindyck, R. (1984), Uncertainty in the Theory of Renewable Resource Markets, *Review of Economic Studies*. 51, pages 289-303.

Rabah Z. (2010). A Markov Switching Autoregressive Model for the French Business Cycle: Estimation and Tests'' université de nancy 2.

Stoica O., Diaconasua D.E. et Socoliuca O.R. (2015), Dilemma: Regional or international interdependencies in Central and Eastern European stock markets. Procedia Economics and Finance 20, pages 601 – 609.