

**Transmission de la Volatilité et Central-Banking :
Quelles leçons de la crise des Subprimes ?**

Malik Kamel Bensafta
Laboratoire d'Économie d'Orléans

Gervasio Semedo
Laboratoire d'économie d'Orléans

Transmission de la volatilité et Central-Banking : quelles réactions durant la crise des subprimes ?

Kamel Malik Bensafta

Laboratoire d'Économie d'Orléans.

Université de Chlef.

Gervasio Semedo

Laboratoire d'Économie d'Orléans.

Université François Rabelais de Tours.

Dans ce papier, nous nous intéressons à l'impact du Central-Banking sur la stabilité financière. Nous nous sommes préoccupés plus particulièrement de l'impact des communications des banques centrales et de l'impact des décisions de politique monétaire sur les prix et sur la stabilité des places boursières de New York, de la City, de Paris et de Frankfurt. L'instabilité financière est approximée par la volatilité des rendements d'indices MSCI sur la période de Mai 2002 à Juin 2012. Cette volatilité est modélisée par un processus de type GARCH multivarié avec la présence de ruptures structurelles en variance.

Nos résultats confirment le rang global de la place de New York. L'analyse de la transmission en période de crise révèle le caractère contagieux de la crise des subprimes de 2007. Concernant l'impact du Central-Banking sur la stabilité financière, il semble que la communication des banques centrales déstabilise les marchés, aussi bien en période calme qu'en période de crise. Pour ce qui est de l'impact des décisions de politique monétaire, il est clair que les décisions de politique accommodante ne sont de nature à rassurer la sphère financière. En période de crise, le Central-Banking exerce une pression supplémentaire sur les marchés puisque les réponses des marchés aux décisions de politique monétaire se sont intensifiées durant la crise des subprimes. Enfin, il apparaît que la FED reste la Mecque des marchés.

Classification JEL: C5, E5, F3, G1

*Mots-Clés: MGARCH, Ruptures Structurelles, Central-Banking,
Crise des subprimes, Transmission de volatilité.*

Introduction

L'épisode de la crise des subprimes a émis beaucoup de réserves quant à la responsabilité des banques centrales dans le déclenchement de la crise. Elle a également émise beaucoup de doutes sur leurs capacités à restaurer la stabilité financière. Les réflexions sur l'activité des banques centrales depuis la fin des années 1990 se sont multipliées et l'importance donnée par celles-ci à l'objectif de stabilité financière est devenue une interrogation majeure ? Dans ce climat de manque de confiance, il est légitime de se demander si l'activité des banques centrales appelées « Central-Banking » a produit d'avantage d'instabilité financière ?

Cette question fait l'objet du papier. Dans cette étude, nous regardons la part de la volatilité des marchés attribuée au Central-Banking. Ce terme générique signifie les différents aspects liés à la fonction et à la qualité des banques centrales. Dans notre travail, nous regardons trois aspects du Central-Banking : la communication des BC, les meetings des BC et les décisions de politique monétaire.

La communication des Banques Centrales est une partie intégrante du Central-Banking des années 2000. Celle-ci est devenue essentielle pour la formation des anticipations des agents et des marchés, voire même, dans la conduite prospective de la politique monétaire (EGGERTSSON ET WOODFORD, 2003). L'impact de la communication sur les marchés financiers préoccupe aussi bien les chercheurs que les banquiers centraux. Aussi, KUTTNER (2001), KOHN ET SACH (2003), BERNANKE (2004) se sont penchés sur l'impact de la communication de Fed. Egalement, EHERMANN ET FRATZSCHER (2005, 2007), ont étudiés cet impact dans le cas de trois banques centrales, à savoir la Fed, la BCE et la BOE¹. CONNOLLY ET KOHLER (2004) ont eux aussi analysé l'impact de la communication dans le cas de la BCE sur la volatilité des taux d'intérêt. Dans le cas britannique, les premières études se sont intéressées à l'impact de la communication de la BoE sur les taux d'intérêt (HALDANE ET READ, 2000, CLARE ET COURTENAY, 2001). Plus récemment, REEVES ET SAWICKI (2007) se sont focalisés sur l'impact de la communication du MPC sur le marché boursier londonien. Les résultats de ces études peuvent être résumés comme suit : KOHN ET SACH (2003) trouvent que les publications de la FOMC affectent significativement les anticipations des taux d'intérêt américains. EHRMANN ET FRATZSCHER (2005) aboutissent à même résultat d'impact significatif de la communication de la FCOM sur les taux de court terme et de moyen terme. Pour la BCE, l'impact de ses communications sur les marchés est important lorsqu'il coïncide avec la communication de la FCOM. Ils ne trouvent pas d'impact significatif de la communication de la BoE sur la stabilité du marché britannique. L'absence d'effet significatif de la communication de la BCE sur la volatilité des taux d'intérêt est également retrouvée chez CONNOLLY ET KOHLER (2004).

Nous nous intéressons ici à l'impact du Central-Banking sur la stabilité des marchés boursiers en période calme et en période de crise. L'étude concerne quatre places boursières : New York, Londres, Paris et Frankfurt. Le choix de ces quatre marchés vient de leur importance mondiale et régionale. Nous nous sommes préoccupés de l'impact de trois banques centrales : la Réserve Fédérale Fed, la Banque Centrale Européenne BCE et la Banque d'Angleterre BoE. Pour rendre compte de l'impact de la crise des subprimes, nous considérons la période de Mai 2002 à Juin 2012.

La stabilité financière est saisie par la volatilité des marchés. Pour se faire, nous avons retenu les rendements d'indices MSCI pour chacune des quatre places financières. Cette volatilité est

¹ Pour une revue de la littérature de l'impact de la communication des banques centrale sur les taux d'intérêt et sur les actifs boursiers, voir De Hann (2008).

modélisée par un processus de type GARCH multivarié. Les études précédentes ont également utilisés des modélisations de type GRACH (EHRMANN ET FRATZSCHER, 2005 ET 2008, CONNOLLY ET KOHLER, 2004 et REEVES ET SAWICKI, 2007)¹. Toutefois, ces auteurs utilisent des spécifications univariée qui ne rend pas compte de l'interdépendance entre les marchés. Cet handicap et préjudiciable pour une bonne estimation de la volatilité, du fait de la dépendance croissante en moyenne et en variance des marchés boursiers depuis la fin des années 80. Pour répondre à ce biais, nous avons fait le choix d'une modélisation multivariée de la volatilité conditionnelle. Notre modèle de volatilité est un GARCH quadri-varié dans lequel un des apports majeur est la présence de ruptures structurelles en variance². Ce modèle VAR non linéaire est utilisé d'une part pour estimer la transmission des chocs de volatilité entre nos quatre marchés³, et d'autre part, pour saisir l'impact des actions des Banques centrale en moyenne et en variance. Parmi différentes actions du Central-Banking, nous avons retenu la communication des banques centrale sous sa forme écrite, les rendez-vous et meeting des comités de politique monétaires, ainsi que les décisions de politique monétaire prise lors de ces rencontres ou lors de rencontres extraordinaires.

La suite du papier est comme suit : la démarche économétrique (section 1), les résultats empiriques (section 2) et conclusion (section 3).

1. Démarche économétrique

Les modèles non-linéaires, comme les processus GARCH univarié répondent à l'objectif d'estimation de la volatilité et de prise en charge plusieurs des caractéristiques des séries financières (regroupement de la volatilité, asymétrie...etc). Toutefois, les modèles univariés souffrent de deux biais importants : biais des variables omises et le biais de surestimation de la persistance des chocs de volatilité. De plus, ils ne permettent pas l'étude de la transmission. Les processus GARCH multivariés comme le BEKK-GARCH et le VECM répondent à ce dernier objectif, mais souffrent tout de même du biais de surestimation de la persistance. Ce biais est notamment responsable de la surévaluation des corrélations conditionnelles entre les marchés. A cause de ce biais, ces modèles standards sous-estiment la part exogène de la volatilité, celle liée par exemple aux événements externes aux marchés comme les interventions des banques centrales, leurs communications et les décisions de politique monétaire.

MALIK (2003), EWING ET MALIK (2005) et BENSAPTA ET SEMEDO (2011) utilisent des modèles GARCH pour l'analyse de la volatilité des marchés boursiers en présence de ruptures structurelles en variance. Dans EWING ET MALIK (2005), l'utilisation d'une spécification GARCH bivariée avec régime de variance corrige le biais de la surestimation de la persistante des chocs de volatilité. Egalement, BENSAPTA ET SEMEDO (2011) introduisent des ruptures en variance dans un GARCH multivarié pour analyser la contagion durant les crises. Ils montrent que la correction du biais d'hétéroscedasticité de la corrélation conditionnelle permet de dire que les crises ne sont pas systématiquement contagieuses⁴. Ils rejoignent ainsi les résultats de FORBES ET RIGOBON (2002).

¹ CONNOLLY ET KOHLER (2004) utilisent un processus GARCH exponentiel.

² Les ruptures structurelles en variance sont détectées par l'algorithme itératif ICSS (Inclan et Tiao, 1994, Sanso et al, 2004). Voir au sujet des ruptures structurelles en variance les travaux de Malik (2003), Ewing et Malik (2005) et Bensafta (2010).

³ Les quatre marchés sont représentés par les indices MSCI large englobant les moyennes et les grandes capitalisations de la place boursières de New York, de Londres, de Frankfurt et de Paris.

⁴ L'étude porte sur la crise asiatique de 1997, la crise technologique de 2000 et la crise terroriste de 2001.

Dans cette étude, nous retenons un modèle GARCH multivarié avec des ruptures structurelles en variance noté BEKK-RSV¹. Ce modèle est augmenté de régresseurs supplémentaires pour rendre compte de l'impact du Central-Banking (communication, meeting et décisions de politique monétaire). La version quadri variée du modèle permet de rendre compte de l'effet global du marché américain et des effets régionaux européens.

1.1. Le Modèle économétrique

a. Moyenne conditionnelle

Dans un premier temps, nous produisons une estimation VAR. Dans ce cadre multivarié, la transmission en moyenne est mesurée par les coefficients des équations de la moyenne conditionnelle. Soient $r_t = (r_{1t} \dots r_{Mt})^T$ le vecteur des rendements logarithmiques des indices MSCI de M marchés² et $u_t = (u_{1t} \dots u_{Mt})^T$ le vecteur des résidus du modèle dynamique VAR(n₁). L'écriture du VAR(n₁) est la suivante :

$$\Phi(L)(r_t - \mu) = u_t \quad (1)$$

Où $\Phi(L)$ est la fonction retard du processus VAR³. Les équations de la moyenne peuvent être augmentées par un régresseur de variables exogènes comme par exemple des variables macro-économétriques et les variables liées au centrale-banking.

Dans un cas général, l'équation (1) devient :

$$\Phi(L)(r_t - \mu) = C(L)\mathcal{G}(X_t) + u_t \quad (1)$$

Où $\mathcal{G}(X_t)$ est le vecteur des variables exogènes et $C(L)$ la matrice des coefficients des variables exogènes. La transmission des rendements (en moyenne) entre les marchés est décrite par les coefficients Φ_{ij}^k du processus VAR. Ces transmissions en moyenne indiquent des liens permanents ou interdépendances qui sont le résultat combiné de différents canaux⁴. La transmission en moyenne est également appréciée par l'impact cumulé des chocs. Il s'agit alors des fonctions de réponses-impulsion cumulé. L'écriture en moyenne mobile infinie du modèle de l'équation 2 donne :

$$(r_t - \mu) = \Phi(L)^{-1}C(L)\mathcal{G}(X_t) + \Phi(L)^{-1}u_t$$

Où $C(L)$ et $\Phi(L)^{-1}$ sont des fonctions polynomiales tel que $\Phi(L)^{-1} = I + \varphi_1 L + \varphi_2 L^2 + \dots + \varphi_h L^h + \dots$. Les matrices coefficients $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_h, \dots$ sont les fonctions réponses-impulsions aux chocs. (Voir les détails en annexe).

b. Variance Conditionnelle et Causalité en variance

Les résidus u_t sont de moyenne nulle, non auto-corrélés au premier degré tel que :

$$u_t = H_t^{-1/2} \varepsilon_t \quad (2)$$

¹ Intuitivement, ce modèle BEKK-RSV améliore le modèle BEKK standard, puisqu'il devrait être plus proche du modèle réel.

² Les rendements peuvent être ceux des indices boursiers comme le SP500, le FTSE100, le CAC40...etc.

³ $\Phi(L) = I_m - \Phi^1 L - \dots - \Phi^{n_1} L^{n_1}$, où n_1 est l'ordre du processus VAR déterminé par le test LR séquentiel.

⁴ Parmi ces canaux, il y a le comportement des investisseurs internationaux vis-à-vis des fondamentaux économiques d'un pays ou d'un groupe de pays (PRITSKER, 2001) ; l'effet de richesse et le canal de liquidité (Dornbusch et al. 2001).

Où ε_t est un vecteur N-dimension d'éléments bruit blanc tel que $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d } \mathcal{N}(0, I_t)$ et H_t la matrice des variances-covariances conditionnelles de u_t . H_t est symétrique et définie-positive. Évidemment, les u_t ont une distribution conditionnelle $D(\dots)$, étant donné Ψ_{t-1} l'ensemble informationnel à l'instant $t-1$, la distribution conditionnelle est $u_t / \Psi_{t-1} \sim D(0, H_t)$, où H_t est un processus MGARCH. Il existe à ce propos, différentes spécifications de la matrice H_t parmi lesquelles le processus BEKK et BEKK Diagonal d'ENGLE ET KRONER (1995), les processus à Corrélation Conditionnelle Dynamique d'ENGLE ET SHEPPARD (2001). BAUWENS ET AL. (2006) donnent une revue de littérature extensive des modèles MGARCH.

Pour la classe des modèles de variances-covariances conditionnelles où H_t est un processus BEKK-diagonal-asymétrique (modèle standard), la matrice H_t est définie comme suit :

$$H_t = C' C + \sum_{i=1}^p A_i' u_{t-i} u_{t-i}' A_i + \sum_{i=1}^q B_i' H_{t-i} B_i + \sum_{i=1}^p G_i' u_{t-i} u_{t-i}' * D_{Nt-i} D_{Nt-i}' G_i \quad (3)$$

C, A_i, B_i et G_i sont des matrices de coefficients des équations des variances et covariances conditionnelles. D_{Nt-i} est un vecteur de dimension M formé de variables indicatrices (d_{it}) où $(d_{it}) = 1$ lorsque $u_{it} < 0$ et $(d_{it}) = 0$ sinon, $*$ est le produit élément par élément¹.

Le modèle augmenté des transmissions des chocs de volatilité, des transmissions de volatilités et des ruptures structurelles est quant à lui défini par l'équation suivante :

$$H_t = \underbrace{C' C + \sum_{i=1}^p A_i' u_{t-i} u_{t-i}' A_i + \sum_{i=1}^q B_i' H_{t-i} B_i + \sum_{i=1}^p G_i' u_{t-i} u_{t-i}' * D_{Nt-i} D_{Nt-i}' G_i}_{\text{Standard BEKK - diagonal asymmetric}} + \underbrace{\sum_{i=1}^p T_i' u_{t-i} u_{t-i}' T_i + \sum_{i=1}^q Z_i' H_{t-i} Z_i}_{\text{Volatility transmission}} + \underbrace{\sum_{i=1}^5 (\delta_i)^{tr} D_i \delta_i}_{\text{Day of the week effects}} \quad (2)$$

T_i et Z_i sont des matrices coefficients de transmission des chocs de volatilité et des volatilité d'ordre p et q².

Dans cette deuxième spécification, nous introduisons les ruptures structurelles en variance dans la matrice $(C_B)^{tr} (C_B)$. ces régimes de variance sont détectés par l'algorithme ICSS hétéroscédastique³ (Voir les détails en annexe I). L'introduction de ces ruptures nous permet une réduction de la persistance des chocs de volatilité dans un cadre multivarié. Cette correction dans l'estimation de la persistance donne une mesure plus fiable de la transmission des chocs de volatilité et une estimation plus adéquate du co-mouvement des marchés.

La transmission en variance qui mesure la *Causalité en Variance* entre deux marchés (1) et (2) est estimée par la somme $\sum_{i=1}^p (tcv_{2,i}^1)^2 + \sum_{i=1}^q (tv_{2,i}^1)^2$. Cette grandeur représente également la mesure de persistance de la volatilité transmise (l'indice i indique l'ordre de retard dans la transmission). Puisque l'analyse porte sur des données de fréquence journalière, la matrice H_t

¹M est le nombre de marchés.

² Voir en annexe I les détails sur la construction des matrices de transmission.

³ Pour les détails sur la détection des changements de régime en variance par l'algorithme ICSS, voir INCLAN ET TIAO (1994), SANJO ET AL. (2004), MALIK (2003) ET BENSAPTA (2010).

contient un régresseur supplémentaire pour tenir comptes des effets liés aux jours de la semaine « *Day of the week effects* », de l'effet week-end « *Weekend effects* » et des effets de jours fériés « *Holiday day effects* »¹. (Dernier régresseur de l'équation 2).

c. Les Variable Exogènes : effet du Central-Banking

Quatre ensembles de variables exogènes sont introduits dans la spécification de H_t : les variables liées à la communication de la FED, de la BCE et de la BoE (DC)² ; les variables liées au meeting et aux réunions du comité directeur de chacune des trois Banques Centrales (DM) et les variables concernant la décision de politique monétaire (PM)³. La matrice H_t du modèle BEKK-RSV augmentée des quatre ensembles de variables exogènes s'écrit comme suit :

$$H_t = \underbrace{\frac{\text{Structural break}}{(C_B)^{tr}(C_B)} + \sum_{i=1}^p A_i' u_{t-i} u_{t-i}' A_i + \sum_{i=1}^q B_i' H_{t-i} B_i + \sum_{i=1}^p G_i' u_{t-i} u_{t-i}' * D_{Nt-i} D_{Nt-i}' G_i}_{BEKK - SBV} + \underbrace{\sum_{i=1}^p \mathbb{T}_i' u_{t-i} u_{t-i}' \mathbb{T}_i + \sum_{i=1}^q \mathbb{Z}_i' H_{t-i} \mathbb{Z}_i}_{Volatility transmission} + \underbrace{\sum_{i=1}^5 (\delta_i)^{tr} D_i \delta_i}_{Day of the week effects} + \underbrace{\sum_{i=1}^3 (\zeta_i)^{tr} DC_i \zeta_i + \sum_{i=1}^3 (\eta_i)^{tr} DM_i \eta_i + \sum_{i=1}^3 (\varrho_i)^{tr} PM_i \varrho_i}_{Effets du Central -banking} \quad (3)$$

δ_i , ζ_i , η_i et ϱ_i sont les matrices des coefficients des effets de jour de la semaine et de jours fériés, de communication des Banques Centrales, de jours de réunion, des interventions des Banques Centrales et des effets de la décision de politique monétaire (figure 1A en annexe IV).

Enfin, il faut identifier la causalité entre les marchés aussi bien en moyenne qu'en variance. Pour ce faire, nous définissons des tests de Causalité au sens de Granger. L'existence d'un phénomène de contagion est également testée.

d. Test de transmission et test de contagion

La transmission en moyenne du marché (1) vers le marché (2) est mesurée par les coefficients Φ_{12}^k du modèle VAR (k allant de 1 à n_1). Le test de transmission en moyenne revient à tester l'hypothèse de nullité des coefficients Φ_{12}^k . Le test de transmission en moyenne et en fait un test de Non-Causalité au sens de Granger⁴ : hypothèse nulle d'absence de transmission en moyenne de (1) vers (2) $H_{0,1 \rightarrow 2}^m$.

La transmission en variance est liée aux coefficients (tcv_{12}^i) et (tv_{12}^i) . Il y a transmission en variance du marché (1) vers le marché 2 lorsque les coefficients (tcv_{12}^i) et (tv_{12}^i) sont significativement non-nuls⁵. Le test de transmission en variance est en fait un test de Wald de

¹ Des effets significatifs sont trouvés dans le cas du marché américain par SOLNIK ET BOUSQUET (1990), BARONE (1990), AGRAWAL ET TANDON (1994). Ces effets sont également retrouvés dans les marchés européens (CHANG ET AL, 1995, BAYAR ET AL, 2002).

² Nous retenons ici les publications suivantes: le *Monthly Bulletin* (2nd mardi du mois) et le *Annual Inflation Report* pour la BCE, les *Minutes of the Monetary Policy Committee* pour la BoE, et les «minutes» et le «the Beige Book» de la FOMC de la Fed.

³ Voir en annexe II les détails de construction des variables exogènes.

⁴ Le Test d'absence de transmission en moyenne est noté NTM (voir les détails du test en annexe III).

⁵ i est l'ordre du processus de transmission de (1) vers (2).

*Non-Causalité en variance*¹ : hypothèse nulle d'absence de transmission en variance de (1) vers (2) : $H_{0,1 \rightarrow 2}^{tv}$.

Pour le test de contagion, nous nous en tenons à la deuxième définition retenue par la Banque Mondiale : la contagion au sens stricte qui implique une transmission additionnelle en période de crise². Tester la contagion au sens stricte revient à tester la présence de différence significative de la transmission en période de crise et la transmission en période calme. Le test de non contagion stricte est un test de Wald sur l'égalité de la transmission en variance³.

e. Méthode d'estimation

Le modèles BEKK standard et le modèle *BEKK-RSV* sont estimés en deux étapes : en premier lieu, il s'agit d'obtenir des résidus issus d'une modélisation *VAR*, et en deuxième lieu d'estimer les paramètres de la matrice des variances-covariances conditionnelles⁴. Cette estimation en deux étapes est autorisée au regard du caractère bloc-diagonal de la matrice des variances-covariances⁵. En considérant les vecteurs des erreurs u_t suivant conditionnellement une loi normale multi-variée, la fonction de densité jointe est le produit de toutes les densités conditionnelles normales. En outre, la fonction de vraisemblance de la distribution jointe est la somme des log-vraisemblance de ces distributions. Soit f_t la distribution conditionnelle jointe et L_{N_b} sa fonction de log-vraisemblance :

$$\begin{aligned} \log(L_{N_b}) &= \sum_{t=1}^{N_b} \log(f(r_t/\Omega_{t-1}; \vartheta)) \\ \log(f_t(r_t/\Omega_{t-1}; \vartheta)) &= -\frac{M}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log \left(\text{Det}(H_{t,\vartheta}) \right) - \frac{(u_t)^{tr} (H_{t,\vartheta})^{-1} u_t}{2} \\ \log(L_{N_b}) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^{N_b} \left[M \log(2\pi) + \log \left(\text{Det}(H_{t,\vartheta}) \right) + (u_t)^{tr} (H_{t,\vartheta})^{-1} u_t \right] \end{aligned} \quad (4)$$

Où N_b le nombre d'observations dans l'échantillon, M le nombre de marchés, le vecteur $\theta = \text{vech}(A_i, B_i, C_B, G_i, \mathbb{T}_i, \mathbb{Z}_i, \delta, \zeta, \xi \text{ et } \varrho)$ est le vecteur des paramètres inconnus à estimer et u_t le vecteur des innovations normalement distribuées. Les produits $u_{it}u_{jt}$ ne sont pas indépendants (dépendance du second ordre) et la distribution jointe des $u_{1t}; u_{2t}; \dots; u_{Mt}$ pourrait ne pas être une loi normale multi-variée. Pour cette raison, le vecteur paramètre θ est estimé par la méthode du Quasi-Maximum de vraisemblance (*QML*) de Bollerslev et Wooldridge (1992). L'optimisation est obtenue par l'algorithme *BHHH* (Berndt et alii. 1974) adapté aux maximisations non linéaires (Engle et Kroner, 1995).

Nous présentons dans ce qui suit, les principaux résultats.

¹ Le test d'absence de transmission en variance est noté NTV (voir les détails du test en Annexe III).

² Les deux autres définitions de la contagion par la Banque Mondiale sont : la contagion au sens large et la contagion pure. La contagion au sens large désigne ce que nous avons appelé « transmission ». La contagion pure ou « *shift contagion* » exprime un changement significatif dans les mécanismes de transmission durant la période de crise. Il s'agit d'une augmentation significative de la corrélation des marchés durant la période turbulente. FORBES ET RIGOBON (2002) qualifient par « contagion pure » ce type de phénomène.

³ Voir en annexe III pour les détails du test de non-contagion au sens strict.

⁴ Dans le modèle Quadri-varié, le vecteur des rendements est $r_t = (r_{EUA,t} \ r_{i,t} \ r_{j,t} \ r_{k,t})'$ Où r_{EUA} est le rendement du marché américain. Les ordres du processus *GJR-GARCH* et les ordres des deux régresseurs de transmission en variance sont $p = q = 1$.

⁵ L'estimation en deux étapes ne peut pas être effectuée si nous cherchons à estimer une prime de risque en introduisant la variance comme régresseur supplémentaire dans les équations de la moyenne conditionnelle.

2. Résultats empiriques

2.1. Les données :

Les variables endogènes sont les rendements d'indices MSCI du Royaume-Uni, de l'Allemagne, de la France et des États-Unis en dollar américain. Les indices MSCI sont plus appropriés que les indices usuels de marchés. En effet, ils englobent les valeurs boursières des sociétés à large et à moyenne capitalisation. Il s'agit de 2622 observations journalières entre le 30 Mai 2002 et le 26 Juin 2012. La descriptive des données utilisées montre les caractéristiques usuelles des données financières : asymétrie, excès de Kurtosis et non-normalité (tableau 1). Les rendements moyens des quatre marchés sont réduits ($<0.2\%$). Les marchés ont une volatilité de même échelle au regard des écart-types des rendements, bien que les deux marchés de la zone euro soient légèrement plus volatiles que les deux marchés anglo-saxons. L'asymétrie est quant à elle plus prononcée sur le marché américain et le marché britannique. L'excès-kurtosis montre une présence de valeurs extrêmes plus fréquentes que ne le prédit la distribution normale théorique. L'asymétrie et l'excès-kurtosis sont confirmés par la statistique du test de non-normalité de Jarque-Bera (JB).

Tableau 1: Statistiques Descriptives des rendements de marchés.

	Moy	Max	Min	ET	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Observations
Royaume-Uni	0.06%	12.16%	-10.43%	1.550	-0.111	10.975	6954.658***	2622
Allemagne	0.10%	11.59%	-9.63%	1.799	-0.060	7.372	2089.408***	2622
France	0.01%	11.84%	-11.56%	1.763	-0.014	8.649	3486.728***	2622
États-Unis	0.10%	11.04%	-9.51%	1.353	-0.216	11.778	8437.752***	2622

ET Ecart-type. *** Significatif au seuil 1%.

Nous présentons dans le paragraphe suivant les résultats de l'étude de la transmission en moyenne entre les marchés.

2.2. Modèle VAR, transmission en moyenne, causalité et impact permanent des chocs.

Il est communément admis que les prix et les rendements des actifs sont transmis entre les marchés boursiers. Il est également montré que les prix du marché américain sont transmis parfois de manière unilatérale de ce marché aux marchés boursiers du monde entier. Les estimations des coefficients de transmission montrent que les prix américains expliquent plus de 50% des prix sur les marchés européens (tableau 2). Les effets retardés à cinq jours coïncident avec la semaine ouvrable. Ces effets retardés montrent que les marchés traitent l'ensemble de l'information au bout d'une semaine¹.

Concernant la Non Causalité au sens de Granger entre les quatre marchés, les statistiques du test NTM montrent une causalité très significative du marché américain vers les trois autres marchés. La causalité n'est pas unilatérale, mais elle est de moindre intensité des marchés

¹ L'impact important des informations les plus récentes se lit sur les estimations des coefficients VAR retardés d'un jour. Ce coefficient est spécialement élevé dans le cas des effets des prix du marché américain sur les prix des marchés européens.

européens vers le marché américain. En Europe, il y a également une transmission des prix entre les marchés à l'exception du marché français vers le marché britannique¹ (tableau 3).

La transmission en moyenne confirme d'une part, le rôle de locomotive des places de New York et de Londres, et d'autre part, l'absence d'un effet feed-back des deux plus importants marchés de la zone euro. Ces résultats renforcent l'idée d'une place de Londres plus importante que les places de Paris et de Frankfurt. Ce résultat est d'une importance en termes de traitement et transmission de l'information financière de la place de Londres vers le reste du monde et notamment les vers marchés de la zone euro. Les résultats montrent également la vulnérabilité de la place de Paris vis-à-vis de la City, de New York et de Frankfurt.

Tableau 2 : Coefficients VAR et transmission en moyenne

		Royaume-Uni		Allemagne		France		États-Unis
Royaume-Uni	(-1)	-0.169	***	-0.102	*	-0.073		-0.027
	(-2)	-0.081	*	-0.163	***	-0.051		-0.099
	(-3)	-0.113	**	-0.038		-0.050		-0.034
	(-4)	0.057		0.047		0.099	*	0.066
	(-5)	-0.090	*	-0.098	*	-0.057		-0.038
Allemagne	(-1)	0.085	*	-0.075		0.106	**	0.133
	(-2)	-0.016		-0.109	**	-0.026		0.037
	(-3)	-0.004		-0.013		-0.023		-0.005
	(-4)	-0.001		-0.032		-0.007		0.024
	(-5)	0.101	**	0.040		0.126	**	0.009
France	(-1)	-0.241	***	-0.131	*	-0.354	***	-0.049
	(-2)	-0.051		0.148	**	-0.061		0.026
	(-3)	-0.021		-0.012		-0.023		0.032
	(-4)	-0.053		0.015		-0.064		-0.007
	(-5)	-0.133	**	-0.062		-0.177	***	-0.020
États-Unis	(-1)	0.558	***	0.485	***	0.592	***	-0.168
	(-2)	0.206	***	0.190	***	0.203	***	-0.060
	(-3)	0.123	***	0.078	*	0.090	**	0.029
	(-4)	0.028		-0.008		-0.003		-0.085
	(-5)	0.108	***	0.052		0.066	*	-0.020
Constant		0.622	***	1.022	***	0.801	***	0.536

(..) Retard. ***, **, * Significatif aux seuils 1, 5 et 10%.

Tableau 3 : test de Granger de Non Causalité en moyenne NTM

Direction de la causalité→	Royaume-Uni		Allemagne		France		États-Unis
Royaume-Uni			18.223	***	12.067	**	8.459
Allemagne	13.107	**			16.575	***	14.824
France	25.006	***	16.133	***			5.983
États-Unis	418.607	***	219.712	***	334.880	***	

***, **, * Significatif aux seuils 1, 5 et 10%.

¹ Aucun effet « day of the week » et « Holliday » ne sont détectés. Les estimations de ces effets en moyenne ne sont pas reproduites mais elles restent disponibles si nécessaire.

A propos des effets du Central-Banking¹ sur les prix en période calme et en période de crise, les plus importants résultats sont :

- Dans un premier temps et en période de pré-crise, les prix de tous les marchés sont sensibles aux communications de la Fed. Le marché américain et le marché français sont particulièrement attentifs aux meetings de cette dernière, puisque ces rencontres affectent positivement les prix. Enfin, concernant les décisions de politique monétaire, il apparaît que les décisions de politique monétaire accommodante de la BCE affect négativement les quatre marchés. Un effet négatif est également enregistré pour la même décision de la BoE. Le statu quo de la Fed semble être un signal positif pour les marchés (tableau 4, panel A).

Tableau 4: Effets du Central-Banking sur les prix

Pane A : période pré-crise		Royaume-Uni	Allemagne	France	États-Unis
Meeting Day	Fed	0.153	0.132	0.203 *	0.183 *
	BCE	-0.074	-0.083	-0.036	-0.037
	BoE	-0.062	-0.019	-0.010	-0.043
Communication	Fed	0.365 ***	0.634 ***	0.571 ***	0.363 ***
	BCE	-0.101	-0.180	-0.158	-0.124
	BoE	0.044	-0.003	-0.056	-0.046
Politique monétaire					
Accommodante	Fed	0.647 **	0.371	0.530 *	0.382
	BCE	-1.080 ***	-0.785 *	-0.924 **	-1.166 ***
	BoE	0.000	-0.689 *	-0.461	-0.524 *
Restrictive	Fed	-0.033	0.552	0.608 *	0.476 *
	BCE	0.086	0.329	0.368	0.046
	BoE	0.267	0.475	0.560	-0.075
Statu quo	Fed	0.338 **	0.650 ***	0.517 ***	0.290 *
	BCE	-0.116	-0.210 *	-0.180	-0.129
	BoE	0.027	0.053	-0.061	0.033
Panel B: période de crisis des subprimes ^a					
Meeting Day	Fed	-0.758 **	-0.760 *	-0.813 **	-1.037 ***
	BCE	-1.028 ***	-0.765 *	-0.922 **	-0.287
	BoE	0.010	-0.203	-0.115	0.116
Communication	Fed	0.765 *	-0.180	0.430	0.395
	BCE	1.120 *	0.855	0.857	1.211 **
	BoE	-2.336 ***	-1.940 ***	-2.253 ***	-2.665 ***
Politique monétaire					
Accommodante	Fed	0.084	-1.085	0.001	-0.485
	BCE	-2.382	-3.454 *	-1.759	-8.588 ***
	BoE	-0.691	0.105	-0.541	-0.596
Statu quo	Fed	-0.242	-0.058	0.156	1.139 *
	BCE	0.316	0.175	0.184	-0.208
	BoE	-1.802 ***	-1.417 *	-1.810 ***	-1.217 **

***, **, * Significatif aux seuils 1, 5 et 10%.

^a There is no restrictive monetary policy during Sub-prime crisis period.

- Dans un deuxième temps, durant la crise des subprimes, les rendez-vous de la Fed et de la BCE ne sont pas bien accueillis par les marchés². La communication envoie elle aussi des

¹ Nous entendons par Central-Banking, les aspects suivants : Communication, les rendez-vous des Comités de politique monétaire et les décisions en matière de politique monétaire,

² Les effets de meetings de la BCE sont négatifs et significatifs en période de crise des subprimes. Cet impact négatif durant la 1ère vague de la crise est peut être le résultat du retard que la BCE a pris avant de répondre à la crise à l'image de la Fed qui avait commencé le sauvetage des banques américaines un mois avant les décisions de la BCE.

signaux négatifs en période de crise. Pour ce qui est des décisions de politique monétaire, il est clair que la baisse des taux d'intérêts durant la crise est un très mauvais signal. Cet impact négatif est le plus important dans le cas de la BCE et notamment sur le marché américain et le marché allemand (tableau 4, panel B).

Nous regardons à présent les estimations des coefficients des variances-covariances conditionnelles, les mesures de persistance des chocs de volatilité et la transmission en variance.

2.3. Modélisation de la variance conditionnelle

a. Les régimes de variance

Les régimes de variances déterminés par l'algorithme ICSS-hétéroscedastique (ICSS-H) sont donnés dans le tableau 5 et représentés sur la figure 1. Le nombre de régimes de variance est de 10 pour le RU et pour l'Allemagne, 11 pour les États-Unis et 12 pour la France. Les dates de début et de fin de régime ne sont pas exactement les mêmes entre les marchés, mais il existe toutefois certaines dates qui coïncident en régime de très fortes volatilité :

- Mai 2002 – Octobre/Novembre 2002 : un régime de forte volatilité hérité de la crise technologique du début des années 2000.
- Juillet 2007 – Septembre 2008 : un régime de forte volatilité qui commence avec la crise des subprimes, spécialement sur la place de Londres et sur la place de New York.
- Septembre 2008 – Décembre 2008 : le régime le plus turbulent et le plus volatile durant la crise économique et financière de 2008.
- Décembre 2008 – Avril 2009 : un régime de forte volatilité mais moins violent que les deux précédents régimes. La période de Juillet 2007 à Avril 2009 définit la période de la crise des subprimes.
- Avril 2009 – Juillet 2011 : un retour au calme relatif
- Juillet 2011- juin 2012 : un autre régime de forte volatilité lié à l'amplification de la crise de la dette dans la zone euro. Une instabilité des marchés qui révèle l'impact négatif de l'absence d'une gouvernance économique européenne¹.

Le régime à partir de juillet 2007 et jusqu'à Septembre 2008 est directement lié à la crise des subprimes. Une première vague de deux mois de crise très violente débute à partir de ce mois de septembre 2008, aggravée par la crise de la dette privée. Une deuxième vague prolonge la crise des subprimes à l'économie réelle jusqu'à avril 2009 (voir figure 2A en annexe IV). La présence de ces régimes indique des ruptures structurelles dans le processus de la variance et fournissent une approximation des limites de périodes calmes et de périodes turbulentes. L'intérêt dans la distinction de ces régimes de variance est donc de modéliser plus fidèlement la volatilité sur chaque marché.

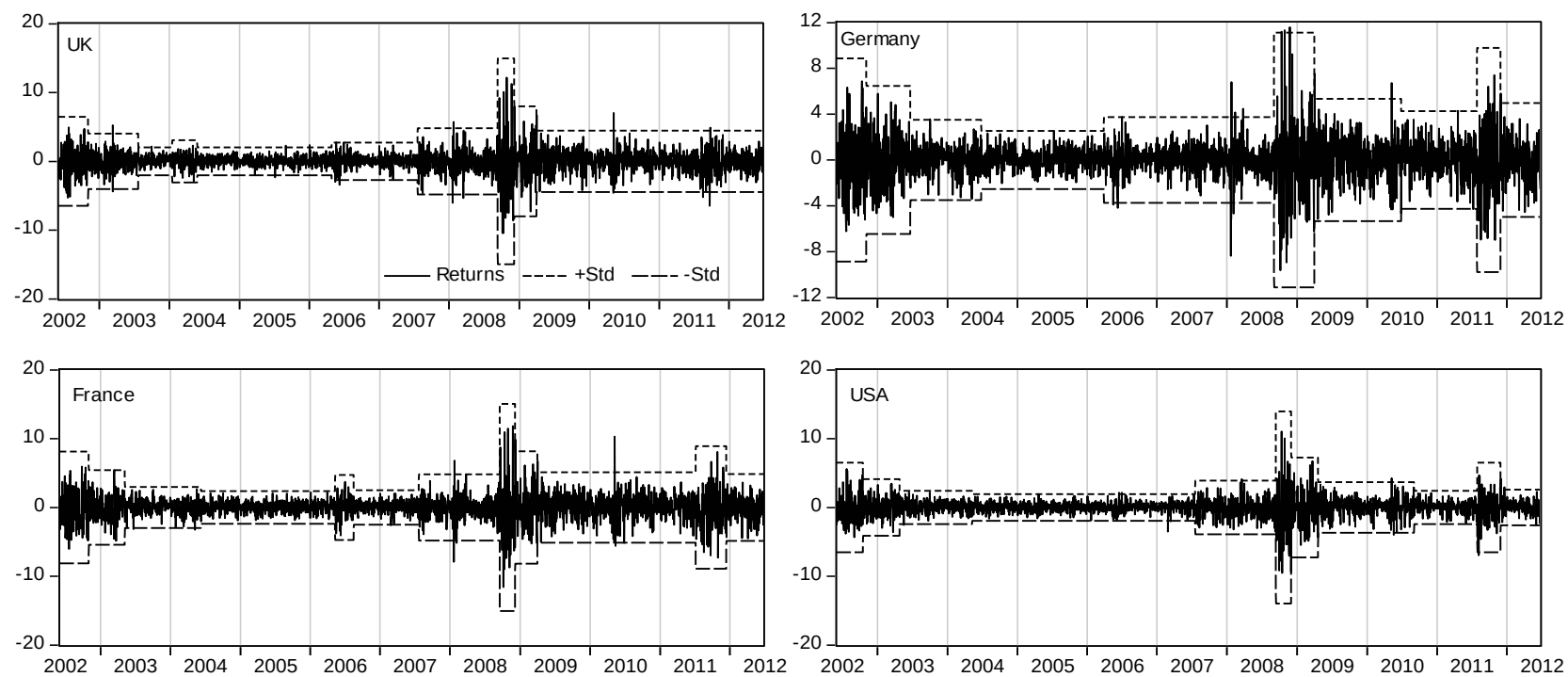
¹ A partir de la deuxième quinzaine du mois de mai 2010, les partenaires européens amorcent des plans de sauvetages pour l'économie grecque et parlent par exemple de la création de dette souveraine européenne. Un projet qui n'aboutira jamais à cause du refus allemand.

Tableau 5 : Nombre et dates des régimes de variance pour les quatre marchés

Royaume-Uni	Début	Fin	Variance	Description	Allemagne	Début	Fin	Variance	Description
1	30/05/2002	01/11/2002	2.155	^A	1	30/05/2002	01/11/2002	2.957	^A
2	04/11/2002	23/07/2003	1.348		2	04/11/2002	20/06/2003	2.158	
3	24/07/2003	16/01/2004	0.673		3	23/06/2003	25/06/2004	1.173	
4	19/01/2004	26/05/2004	1.027		4	28/06/2004	28/03/2006	0.847	
5	27/05/2004	28/04/2006	0.682		5	29/03/2006	02/09/2008	1.251	
6	01/05/2006	20/07/2007	0.907		6	03/09/2008	01/04/2009	3.704	^C
7	23/07/2007	10/09/2008	1.602	^C	7	02/04/2009	28/06/2010	1.782	
8	11/09/2008	05/12/2008	4.984	^C	8	29/06/2010	28/07/2011	1.424	
9	08/12/2008	01/04/2009	2.671	^C	9	29/07/2011	29/11/2011	3.263	^D
10	02/04/2009	25/06/2012	1.495		10	30/11/2011	25/06/2012	1.658	
FRANCE					USA				
1	30/05/2002	30/10/2002	2.713	^A	1	30/05/2002	16/10/2002	2.176	^A
2	31/10/2002	07/05/2003	1.812		2	17/10/2002	25/04/2003	1.371	
3	08/05/2003	08/06/2004	1.000		3	28/04/2003	10/05/2004	0.808	
4	09/06/2004	10/05/2006	0.798		4	11/05/2004	18/07/2007	0.649	
5	11/05/2006	15/08/2006	1.576		5	19/07/2007	11/09/2008	1.293	^C
6	16/08/2006	20/07/2007	0.830		6	12/09/2008	01/12/2008	4.658	^C
7	23/07/2007	17/09/2008	1.600	^C	7	02/12/2008	20/04/2009	2.413	^C
8	18/09/2008	05/12/2008	5.016	^C	8	21/04/2009	02/09/2010	1.223	
9	08/12/2008	01/04/2009	2.724	^C	9	03/09/2010	29/07/2011	0.800	
10	02/04/2009	06/07/2011	1.700		10	01/08/2011	29/11/2011	2.177	^D
11	07/07/2011	13/12/2011	2.964	^D	11	30/11/2011	25/06/2012	0.868	
12	14/12/2011	25/06/2012	1.616						

Début : date du début du régime. Fin : date de fin du régime. Variance : mesure de la variance non-conditionnelle durant le régime. ^A Période de volatilité liée à la crise technologique. ^C Crise des subprimes. ^D Crise de la dette. La période de crise est indiquée par un fond gris.

Figure 1 : Régimes de variance (30 Mai 2002 - 26 Juin 2012).



Régimes de variance donnés par l'algorithme ICSS-H appliqué aux rendements MSCI (mid-cap et large-cap) du Royaume-Uni, de l'Allemagne, de la France et des États-Unis.

Calculs de l'auteur.

a. Estimation des coefficients des équations de variances-covariances conditionnelles

Les estimations des coefficients obtenues par les deux spécifications de la matrice des variances-covariances conditionnelles H_t^1 sont différentes : le modèle BEKK-standard a tendance à surestimer la persistance chocs de volatilité, notamment pour le marché français (tableau 6). La demi-vie des chocs varie entre 16 et 24 jours pour ce modèle. Le modèle avec ruptures structurelles permet de réduire cette estimation puisque la demi-vie des chocs ne dépasse pas les 15 jours. Ce résultat confirme les propositions de LAMOUREUX ET LASTRAPES (1990).

Tableau 6 : Persistence, Half-life and residual diagnosis of shock volatility.

	BEKK Standard		BEKK-RSV	
	Persistence	Demi-Vie	Persistence	Demi-Vie
Royaume-Uni	0.958	16.091	0.930	9.626
Allemagne	0.968	21.522	0.952	14.154
France	0.968	21.222	0.953	14.541
États-Unis	0.972	24.536	0.948	12.980
Log-Likelihood	-6766.412		-6667.550	
AIC	5.198		5.1434	
LM(1) ^a	121.865*		118.183	
LR test ^b	191.646***			

***, **, * Significatif aux seuils 1, 5 et 10%. ^a Sous H₀, la statistique du test LM $\sim \chi(100)$. ^b Sous H₀, la statistique du test LR $\sim \chi(39)$.

b. Transmission en variance et tests de transmission

Les estimations de la transmission en variance des deux spécifications de la matrice H_t sont données dans le tableau 7². La comparaison des deux modèles montre des différences importantes dans l'estimation de ces transmissions : premièrement, le modèle standard sous-estime les transmissions du marché américain vers les marchés européens. Les tests NTV confirment le caractère unilatéral de cette transmission, puisque les effets *feedback* des marchés européens sont faibles et non significatifs. Ainsi, de 4% à 6% de la volatilité du marché américain est transmise aux marchés européens. Cette proportion est divisée par trois dans le cas du modèle standard. Dans la zone euro, nous mesurons une transmission de 1,3% de la place de Paris à celle de Frankfurt. Au final, le rang central du marché américain est confirmé puisque ce dernier transmet de la volatilité aux trois autres marchés et spécialement le marché allemand et le marché britannique (BENSAPTA ET SEMEDO, 2011).

c. Transmission Durant la crise des subprimes

La période entre 2002 et 2012 a connue une crise majeure sur les marchés boursiers dont les effets négatifs sur les économies ont été très violents. La crise des subprimes de juillet 2007 a été le déclenchement d'un cycle infernal de baisses et de hausse sur les quatre marchés. Le marché britannique largement intégré dans le circuit financier mondial a lui aussi observé les effets de cette crise depuis son début. Dans ce dernier paragraphe nous regardons deux points essentiels : d'une part, la transmission entre les marchés en période de crise, et d'autre part, la réponse des marchés aux actions et communication des banques centrales durant la crise. Est-ce que le phénomène de transmission est différent en période de crise ?

¹ Les estimations des coefficients des équations des variances conditionnelles ne sont pas reproduites mais elles sont disponibles auprès des auteurs.

² La non linéaire dans le processus de transmission en variance rend difficile la mesure exacte de l'impact exact des chocs exogènes de volatilité.

Tableau 7 : Transmission de Volatilité et tests NTV.

Panel A : Transmission en <i>Variance</i>					Panel B: <i>tests</i> NTV.				
BEKK Standard	Royaume-Uni	Allemagne	France	ÉUA		Royaume-Uni	Allemagne	France	ÉUA
Royaume-Uni		0,34%	0,09%	0,25%	Royaume-Uni		1.806	0.427	0.942
Allemagne	0,19%		0,39%	0,09%	Allemagne	1.252		7.200 **	0.426
France	0,01%	1,19%		0,47%	France	0.050	13.034 ***		1.242
États-Unis	2,27%	1,67%	1,23%		États-Unis	24.998 ***	11.154 ***	8.213 **	
BEKK-RSV									
Royaume-Uni		0,68%	0,67%	0,37%	Royaume-Uni		1.016	1.844	0.612
Allemagne	0,53%		0,61%	0,07%	Allemagne	1.233		3.249	0.120
France	0,17%	1,33%		1,32%	France	0.074	5.885 *		1.553
États-Unis	6,11%	4,04%	5,21%		États-Unis	16.786 ***	16.443 ***	20.554 ***	
Transmission en Variance pendant la crise des subprimes (17/07/2007 – 01/04/2009)									
BEKK Standard									
Royaume-Uni		0,29%	0,26%	3,21%	Royaume-Uni		0.326	0.185	0.869
Allemagne	0,57%		0,73%	0,83%	Allemagne	0.306		0.725	0.094
France	0,14%	1,56%		0,39%	France	0.043	1.559		0.027
États-Unis	3,79%	2,48%	2,41%		États-Unis	7.592 **	5.268 *	3.346	
BEKK-RSV									
Royaume-Uni		7,27%	4,01%	0,88%	Royaume-Uni		24.885 ***	10.978 ***	2.606
Allemagne	0,00%		0,36%	0,01%	Allemagne	0.000		1.483	0.011
France	1,94%	0,48%		0,88%	France	3.120	5.759 *		1.342
États-Unis	11,40%	14,13%	13,60%		États-Unis	22.786 ***	14.871 ***	17.434 ***	
LR Test (BEKK standard) ^a		100.224 ***							
LR test (BEKK-RSV)		63.018 ***							

Transmission du marché en ligne vers le marché en colonne. Test NTV du marché en ligne vers le marché en colonne. ***, **, * Significatif aux seuils 1, 5 et 10%. ^a Sous H0, la statistique LR suit un $\chi(24)$.

Trois résultats principaux concernent les transmissions en période de crise des subprimes : Premièrement, en période de crise, les transmissions sont plus importantes. La transmission du marché américain aux marchés européens a triplé d'intensité : de 5.2% à 13.6% pour le marché français, de 4% à 14% pour le marché allemand et de 6% à 11% pour le marché britannique. Deuxièmement, de nouvelles transmissions inexistantes avant la crise sont apparues durant la crise des subprimes. Ces apparitions témoignent sans doute d'un phénomène de contagion stricte (Forbes et Rigobon, 2002). Enfin, le modèle standard ne détecte pas pleinement ces modifications (tableau 7, panel B). Le test de Wald de non-contagion stricte confirme le changement significatif des transmissions en période de crise. Il confirme également les nouvelles transmissions de la City vers Paris et de Paris vers Frankfurt : la crise des subprimes est une crise contagieuse (tableau 8).

Tableau 8: test de Wald d'égalité de transmission en variance ^a.

	Royaume-Uni	Allemagne	France	États-Unis
Royaume-Uni		2.535	4.236 **	0.446
Allemagne	1.776		2.360	0.026
France	0.236	4.128 **		0.997
États-Unis	3.961 **	7.065 ***	5.445 **	

Transmission du marché en ligne vers le marché en colonne. ^a Sous H0, la statistique du test de Wald suit un $\chi(2)$. ***, **, * Significatif aux seuils 1, 5 et 10%.

d. Les effets « *day of the week* », « *Week-end* » et « *holiday* » en variance

Les estimations montrent la présence d'un « *holiday* » sur le marché américain. L'ouverture de ce marché après un jour férié s'accompagne d'une turbulence supplémentaire. Cet effet n'est pas saisi dans le cas des marchés européens. Pour les « *day of the week effects* », nous n'avons pas trouvé d'effets spécifiques aux jours de la semaine (tableau 9) ¹.

Tableau 9 : « *Holiday effects* » en variance

	Marché fermé pour jours fériés			
	Royaume-Uni	Allemagne	France	États-Unis
Royaume-Uni	2.14%	0.60%	0.04%	0.29%
Allemagne	0.01%	0.26%	0.00%	1.93%
France	3.56%	0.63%	0.00%	0.54%
États-Unis	0.01%	0.39%	0.02%	7.23% ***

***Significatif au seuil 1%.

2.4. Effet du Central-Banking sur la volatilité des marchés

Nous regardons à présent les réponses des marchés suites aux actions du Central-Banking. En premier lieu, la lecture des marchés des communications des Banques Centrales. En deuxième lieu, le comportement des marchés aux jours des meetings et des rendez-vous des comités directoire. En troisième et en dernier lieu, les réponses des marchés face aux décisions de politique monétaire. Ces trois aspects, seront étudiés en dehors de la période de crise et pendant la crise des subprimes (tableau 10)².

¹ Les estimations sont disponibles auprès des auteurs.

² Le panel A du tableau 10 donne les estimations des coefficients ζ , ξ , q_i^A , q_i^R et q_i^S . Le panel B du tableau donne les estimations en période de crise.

En période de pre-crise, la volatilité des marchés britannique, allemand et américain est plus importante suite aux communications de la Fed (+1.96%, +1.70% et +2.69%). La communication de la BoE a également des effets significatifs sur ces trois marchés (2.12%, 1.88% et 3.79%). La place de New York est très attentive aux meetings des Banques centrales, notamment aux rencontres de la BoE (+7.61%). De même, la place de Londres réagit aux meetings de la BCE (+6.07%).

Concernant la réponse des marchés aux décisions de politique monétaire de la BoE et de la BCE, il apparaît que les places boursières sont plus volatiles après des décisions accommodantes qu'après des décisions restrictives. La volatilité de la City augmente de plus de 32% suites aux décisions accommodantes de la BCE. Le marché allemand voit également sa volatilité augmentée lorsque Londres décide une baisse des taux directeur (+18.8%). Pour ce qui est des décisions de hausse des taux directeur (politique restrictive), il semble que New York soit très sensible à cette décision venant de la Fed. Le statu-quo de la Fed engendre lui aussi de la volatilité sur la place de New York (tableau 10, panel A).

Tableau 10 : Effets du Central-Banking en variance

Panel A : Hors période de crise		RU	ALL	FRA	EUA
Communication	FED	1.96% *	1.70% **	0.01%	2.69% *
	ECB	0.09%	0.31%	0.52%	0.34%
	BoE	2.12% *	1.88% **	0.00%	3.79% **
Meeting	FED	2.01%	0.52%	3.05% **	1.40%
	ECB	6.07% ***	0.63%	0.68%	3.48% *
	BoE	0.00%	1.54% *	0.00%	7.61% ***
Monetary policy ^a	FED	3.00% *	2.45% *	0.38%	7.49% **
	ECB	1.56%	0.25%	0.00%	0.15%
	BoE	5.09% *	0.06%	0.00%	0.53%
Accommodative MP ^b	FED	0.04%	2.34%	0.62%	2.24%
	ECB	32.21% **	6.06%	0.64%	9.40%
	BoE	6.71%	18.89% **	0.01%	1.08%
Restrictive MP	FED	1.52%	0.35%	2.72% *	11.02% **
	ECB	0.01%	0.00%	0.92%	1.46%
	BoE	0.16%	1.32%	1.37%	1.05%
Unchanged MP ^c	FED	1.29%	1.14%	0.00%	6.31%
	ECB	3.14% **	0.74%	0.34%	2.23%
	BoE	1.96%	1.37%	1.42%	0.39%
Panel B : Période de crise des subprimes ^d					
Communication	FED	0.70% *	0.28% *	1.62%	18.11% *
	ECB	31.79% ***	0.02%	3.68%	12.29%
	BoE	0.60%	0.00% **	1.10%	0.10%
Meeting Dav	FED	12.26%	3.20%	0.22%	42.36% ***
	ECB	0.01%	2.91%	2.66%	64.23%
	BoE	0.01%	5.03% *	11.52%	0.03%
Monetary policy ^a	FED	33.88% ***	9.87% *	0.91%	25.68% **
	ECB	0.00%	1.85%	0.02%	23.25%
	BoE	0.32%	8.99%	7.50%	13.16%
Accommodative MP	FED	20.78% *	28.84% ***	2.94%	5.97%
	ECB	19.26%	5.08%	22.31% *	167.71%
	BoE	3.82%	0.01%	44.77% *	33.14%
Unchanged MP	FED	0.83%	6.46%	0.87%	37.37%
	ECB	0.00%	9.29%	0.29%	24.30%
	BoE	0.00%	2.59%	16.63% *	34.55%

^a Variation absolue des taux directeurs. ^b Variation négative. ^c Variation nulle.

^d Juillet 2007 – Avril 2009.

***, **, * Significatif aux seuils 1, 5 et 10%.

Les effets du Central-Banking ont-ils été différents durant la crise des subprimes ?

Nos résultats montrent que les marchés ont réagi plus violemment aux différentes actions du Central-Banking durant la crise des subprimes. Ainsi, la communication de la Fed (resp, de la BCE) sont responsables de plus de 18% (resp, plus de 12%) de la volatilité sur la place de New York. Londres a également été déstabilisée par la communication de crise de la BCE (+31%)¹. L'attente de la place de New York est elle aussi plus prononcée en période de crise puisque la volatilité du marché américain a augmenté de plus de 40% les jours de meeting de la Fed². La réaction des marchés quant aux décisions de politique monétaires a également été amplifiée par la crise des subprimes : les décisions accommodantes de la Fed ont fait augmenter la volatilité de Londres (resp, de Frankfurt) de +20% (resp, +28%). Les décisions accommodantes de la BCE ont eu encore plus d'effets déstabilisateurs sur les marchés : +19% sur Londres, + 22% sur Paris et + 167% sur New York. Enfin, les décisions de statu-quo de la BoE durant la crise n'étaient pas rassurantes pour le marché français et le marché américain.

3. Conclusion

Sur le plan économétrique, et dans la classe des modèles non linéaires, nous avons comparé le modèle BEKK standard au modèle BEKK avec ruptures structurelles en variance. Cette transformation a montré que le modèle BEKK-RSV est toujours supérieur au modèle BEKK standard en termes de maximum log-vraisemblance. La prise en compte des régimes de variance a réduit les estimations du degré de persistance des chocs de volatilité conformément aux résultats de LAMOUREUX ET LASTRAPES (1990). Les estimations des transmissions en variance sont également différentes entre les deux modèles, où le modèle standard a tendance à les sous-estimer. Concernant l'interdépendance des marchés, les résultats montrent la place globale du marché américain dont les prix et la volatilité sont transmis aux marchés européens, y compris le marché britannique. Ce dernier joue le rôle du plus important marché régional. En Europe. L'analyse de la transmission en période de crise révèle la présence d'un phénomène de contagion au sens stricte, puisque les transmissions durant la crise des subprimes se sont significativement modifiées. Il y a également apparition de nouvelle transmission comme par exemple entre le marché allemand et le marché français. Il y a contagion entre le marché allemand et le marché britannique et entre le marché français et le marché allemand. Ce résultat rejoint la théorie non-contingente des crises.

Pour ce qui est des effets du Central-Banking sur les marchés boursiers, les résultats de notre étude se sont doubles : Au niveau des prix, l'importance accordée par les marchés aux rencontres du FOMC de la Fed est confirmée. Le rôle secondaire de la BoE n'est pas étonnant, bien que l'effet significatif mais négatif des communications de la BoE soit un résultat inattendu ! Le signe négatif peut être interprété comme un excès de communication qui devient contre-productif. Pour la réaction des prix quant aux décisions de politique monétaire, la réduction de ses derniers suite aux décisions de baisse des taux d'intérêt directeur confirment les anticipations alarmistes des investisseurs et des acteurs sur les marchés. Cet impact négatif est enregistré aussi bien en période de crise qu'en période calme (pré-crise). Au niveau de la stabilité financière, les actions du Central-Banking ont bien eu des effets déstabilisateurs sur les places de New York, de Londres, de Frankfurt et de Paris. La réaction excessive durant la crise des subprimes témoigne de deux choses : d'une part, la lecture catastrophique des

¹ Ce résultat témoigne de la mauvaise gestion de la communication par la BCE durant cette période. Comme par exemple, les déclarations optimistes de Jean Claude Trichet en juillet 2008 sur la possibilité d'un resserrement monétaire et sur l'affirmation du début de la fin de la crise des subprimes !

² Nos estimations montrent une over-reaction de New York quant aux meetings de crise de la BCE, mais ces estimations ne sont pas statistiquement significatives.

décisions de baisse des taux d'intérêt par les principales Banques Centrales, et d'autre part, les anticipations pessimistes des investisseurs. Cette hausse significative de la volatilité des marchés suite à ces décisions est tout à fait logique, puisqu'elle traduit les prévisions de récession économiques. Il faut souligner l'absence d'un impact significatif des communications de la BCE sur les marchés en période hors-crise, et le non événement quant aux jours de réunions de son comité directeur ! Cette absence nous révèle que les deux marchés de la zone euro et le marché britannique anticipent très bien les décisions de la BCE. La rigidité dont témoigne l'autorité monétaire de la zone euro et sa crédibilité ne laisse plus aux surprises ! L'impact très prononcé des décisions de politique monétaire de la BCE en période de crise traduit quant à lui, le retard qu'avait la BCE à répondre à la crise. Le fait marquant en période de crise des subprimes, est l'attention accordée par les marchés européens aux communications de la Fed et à ses décisions de politique monétaire. Ceci témoigne du rôle global de la politique monétaire américaine.

Quelles leçons faut-il retenir de la crise des subprimes ? Jusqu'à nos jours, l'objectif de la Fed, de la BCE et de la BoE était principalement la stabilité monétaire. La réalisation de cet objectif avant et pendant la crise des subprimes n'a pas conduit à la stabilité financière ! L'impact déstabilisateur des différents aspects du Central-Banking retrouvé dans ce papier, démontre que les Banques Centrale n'ont pas été suffisamment attentives à cette stabilité financière¹. Les actions des Banques Centrale pendant la crise n'a pas permis de restaurer cette stabilité financière, tout au contraire !

Faut-il remettre en cause l'unicité de l'objectif u Central-Banking ? Depuis le début des années 1990 et l'application de plus en plus élargie des politiques monétaires de cible d'inflation, la politique monétaire s'est préoccupée à la relation entre stabilité monétaire et croissance économique. La relation entre l'objectif de stabilité des prix et stabilité des prix des actifs a été mise au second plan. Durant cette même période dite de « grande modération », le maintien de la stabilité financière se limiter aux interventions des Banques Centrale sur le marché interbancaire. Des interventions peuvent également avoir lieu dans des situations extraordinaires lorsque la Banque Centrale devient le prêteur de dernier ressort. Plusieurs solutions s'offre aujourd'hui au Central-Banking , parmi lesquelles la modification des objectifs monétaires, comme par exemple, la hausse de la cible d'inflation et/ou changer vers un ciblage du niveau général des prix qui inclurait les prix des actifs. Une deuxième solution serait un nouvel aménagement du Central-Banking avec la séparation des objectifs monétaires et financier, avec une nouvelle mission macro-prudentielle (CAE, 2011).

Faut-il mettre un doute sur le modèle de gouvernance fondé sur l'indépendance et la transparence des Banques Centrale ? Ce modèle est devenu le fer-de-lance du système monétaire et financier international depuis le début des années 2000 (FMI, 2000). L'indépendance de l'autorité monétaire a indéniablement permis plus de stabilité monétaire et donc plus de stabilité économique (ARNONE ET AL., 2007). La transparence est quant à elle, une des cinq exigences dans la bonne application d'une politique de cible d'inflation (MISHKIN, 2004). La combinaison de ces deux transformations institutionnelles avec la crédibilité héritée de la période où la croissance était non inflationniste, a exclu toute possibilité d'effets contre-productifs de ce modèle. Toutefois, il apparaît présentement que la crédibilité du Central-Banking n'est pas le résultat exclusif de l'indépendance et de la transparence. Par ailleurs, les faibles taux de croissance dans les pays de l'OCDE en même temps que la stabilité des prix, ont permis la réduction du coût de crédit et celui du risque. Ces conditions ont favorisé la prise de risque par les investisseurs et les différents acteurs économiques. En l'absence d'une véritable supervision supranationale, le système en entier a échappé de peu à la faillite générale !

¹ A la différence de la Fed, la BCE avec l'eurosystème, a mis en place dans le « deuxième pilier » un objectif de stabilité financière (voir Bordes et Clerc, 2010).

References

- Agrawal, A., Tandon, K., 1994, Anomalies or Illusions? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries. *Journal of International Money and Finance* 13, 83-106.
- Arnone M., B.J. Laurens, J. Segalotto et M. Sommer, 2007, Central Bank Autonomy: Lessons from Global Trends, *International Monetary Fund (IMF) Working Papers*, n° 88.
- Barone, E., 1990, The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies. *Journal of Banking and Finance* 14, 483-510.
- Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J., 2003, Multivariate GARCH Models: A Survey. *Journal of Applied Econometrics* 21 (1), 79-109.
- Bensafta, M. K., 2010, Non-Stationary Variance and Volatility Causality. *Economics Bulletin* 30 (4), 2920-2935.
- Bensafta, M. K., Semedo, G., 2011, Chocs, Chocs de Volatilité et Contagion entre les Marchés Boursiers : Application d'un modèle ICSS-MGARCH », *Revue Economique*, Vol 62 n°2, pp 256-277.
- Berndt, E. K., Hall, B. H., Hal, R. E., Hausman, J. A., 1974. Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, *Annals of Economic and Social Measurement* 3-4, 653-665.
- Bernanke, B. S., 2004, Fed speak. Remarks Given at the Meetings of the American Economic Association, San Diego, 3 January 2004.
- Bollerslev, T., 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Bollerslev, T., 1990, Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press 72(3), 498-505.
- Bollerslev, T., Wooldridge, J., 1992, Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances, *Economic Reviews* 11, 143-17.
- Conseille d'Analyse Economique CAE (2011), Banques Centrales et Stabilité Financières.
- Clare, A., Courtenay, R., 2001, What Can We Learn about Monetary Policy Transparency from Financial Market Data? Bundesbank Discussion Paper 06/01.
- Bordes C., Clerc L., 2010, L'art du central banking de la BCE et le principe de séparation, *Revue d'Economie Politique* 120 (2), 269-302
- Edwards, S., 1998, Interest rate volatility, Contagion and Convergence: an Empirical investigation of the cases of Argentina, Chile and Mexico. *Journal of Applied Economics* 1 (1), 55 -86.
- Eggertsson, G., Woodford, M., 2003, The zero bound on interest rates and optimal monetary policy. *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 139-233.
- Engle, R.F., 1982, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50, 987-1007.
- Engle, R. F., Kroner, F., 1995, Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Engle R. F., Ng, V.K., 1993, Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance* 48(5), 1749-1778.
- Engle, R., Sheppard, K., 2001, Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH. Discussion paper 2001-15. University of California, San Diego, Department of Economics.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., 2005, Central Bank Communication: Different Strategies, Same Effectiveness? European Central Bank Working Paper 05-488 Frankfurt.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., 2007, Communication by Central Bank Committee Members: Different

- Strategies, Same Effectiveness. *Journal of Money, Credit, and Banking* 39 (2-3), 509-541.
- Ewing, B. T., Malik, F., 2005, Re-examining the asymmetric predictability of conditional variances: The role of sudden changes in variance. *Journal of Banking and Finance* 29(10), 2655-2673.
- Fonds monétaire international, 2000, Document d'accompagnement du Code de bonnes pratiques pour la transparence des politiques monétaire et financière.
- Forbes, K., Rigobon, R., 2002, No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements. *Journal of Finance*, 57 (5), 2223-2261.
- Haldane, A., Read, V., 2000, Monetary Surprises and the Yield Curve. Bank of England Working Paper 106 London.
- Hamao, Y., Masulis, R. W., Ng, V., 1990, Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies* 3 (2), 281-307.
- Kohn, D., Sack, B., 2003, Central Bank Talk: Does It Matter and Why? Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series 2003-55.
- Inclan, C., Tiao, G. C., 1994, Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. *Journal of the American Statistical Association*, 89, 913-923.
- Koutmos, G., Booth, G., 1995, Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 14, 747-762.
- Kuttner, K.N., 2001, Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 523-544.
- Lamoureux, C. G., Lastrapes, W. D., 1990, Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH Model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 (2), 225-234.
- Lütkepohl, H., 2005, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin, Springer.
- Malik, F., 2003, Sudden changes in variance and volatility persistence in foreign exchange markets. *Journal of Multinational Financial Management* 13, 217-230.
- McAleer, M., Nam, J.C., 2005, Testing for Contagion in Asian Exchange Rates. *Mathematics and Computers in Simulation* 68, 519-527.
- Mishkin F., (2004), "Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries?", NBER Working Paper N° w10646.
- Ng A., 2000, Volatility Spill-over Effects from Japan and the U.S. to the Pacific Basin. *Journal of International Money and Finance* 19, 207-233.
- Park, Y. C., Song C. Y., 2000, Financial Contagion in the East Asian crisis, Korea University working paper.
- Plane, M., Pujals, G., 2009, Les banques dans la crise. *Revue de l'OFCE*, n° 110.
- Reeves, R., Sawicki, M., 2007, Do financial markets react to Bank of England communication? *European journal of political economy* 23 (1), 207-227.
- Ranaldo, A., Rossi, E., 2010. The reaction of asset markets to Swiss National Bank communication. *Journal of International Money and Finance* 29(3), 486-503.
- Sanso, A., Arago, V., Carrion-i-Silvestre, J. L., 2004, Testing for changes in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economia Financiera* 4, 32-53.
- Solnik, B., Bousquet, L., 1990, Day-of-the-Week Effect on the Paris Bourse. *Journal of Banking and Finance* 14, 461-468.
- Tse, Y.K., 2000, A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH model. *Journal of Econometrics* 98 (1), 107-127.

Annexes I

Dans un cadre multivarié, la transmission en moyenne est mesurée par les coefficients VAR des équations de la moyenne conditionnelle. Le modèle VAR est :

$$\begin{pmatrix} r_{1t} \\ \vdots \\ r_{Mt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_M \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^{n_1} \begin{pmatrix} \Phi_{11}^k L^k & \dots & \Phi_{1M}^k L^k \\ \vdots & \Phi_{ij}^k L^k & \vdots \\ \Phi_{M1}^k L^k & \dots & \Phi_{MM}^k L^k \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{1t} \\ \vdots \\ r_{Mt} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ u_{Mt} \end{pmatrix} \quad \text{A 1}$$

Où $r_t = (r_{1t} \dots r_{Mt})^{tr}$ est un vecteur de rendements logarithmiques des indices MSCI, μ un vecteur de constante et $u_t = (u_{1t} \dots u_{Mt})^{tr}$ un vecteur de résidus canoniques. Les equations de la moyenne sont augmentées avec un regresseur exogène comme des variables macroéconomiques et/ou des variables monétaires. Cette écriture générale est :

$$\Phi(L)(r_t - \mu) = C(L)\mathcal{G}(X_t) + u_t \quad \text{A 2}$$

Où $\Phi(L)$ est une fonction retard dans un processus $VAR(n_1)$ et $\mathcal{G}(X_t)$ un vecteur de variables exogènes. $C(L)$ est une matrice de coefficient des variables exogènes. La transmission en moyenne est décrite par les coefficients Φ_{ij}^k du processus VAR. dans notre cas, X_t est un vecteur de variables des effets de jour de la semaine et des variables liées au Central-Banking :

$$X_t = \{D_{it}; DC_{it}; DM_{it}; PM_{it}\} \quad \text{A 3}$$

Soit u_t un vecteur d'innovation VAR non autocorrélé et :

$$u_t = H_t^{-1/2} \varepsilon_t$$

Où ε_t un vecteur de N-dimension d'éléments bruits blancs, tel que $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d}(0, I_t)$ et H_t une matrice des variances-covariances conditionnelles définie par :

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & \dots & h_{1Mt} \\ \vdots & h_{ijt} & \vdots \\ h_{1Mt} & \ddots & h_{MMt} \end{bmatrix} \quad \text{A 4}$$

Où h_{iit} les variances conditionnelles des M marchés ($i = \overline{1, M}$) et h_{ijt} les covariances conditionnelles ($i = \overline{1, M}, j = \overline{1, M}$ and $i \neq j$). La matrice H_t du modèle BEKK-SBV augmenté des variables exogènes est :

$$\begin{aligned} H_t = & \underbrace{\overbrace{(C_B)^{tr} (C_B)}^{\text{Structural break}} + \sum_{i=1}^p A_i' u_{t-i} u_{t-i}' A_i + \sum_{i=1}^q B_i' H_{t-i} B_i + \sum_{i=1}^p G_i' u_{t-i} u_{t-i}' * D_{Nt-i} D_{Nt-i}' G_i}_{\text{BEKK-SBV}} \\ & + \underbrace{\sum_{i=1}^p \mathbb{T}_i' u_{t-i} u_{t-i}' \mathbb{T}_i + \sum_{i=1}^q \mathbb{Z}_i' H_{t-i} \mathbb{Z}_i}_{\text{Volatility transmission}} + \underbrace{\sum_{i=1}^5 (\delta_i)^{tr} D_i \delta_i}_{\text{Day of the week effects}} \\ & + \underbrace{\sum_{i=1}^3 (\zeta_i)^{tr} DC_i \zeta_i + \sum_{i=1}^3 (\eta_i)^{tr} DM_i \eta_i + \sum_{i=1}^3 (\xi_i)^{tr} DI_i \xi_i + \sum_{i=1}^3 (q_i)^{tr} PM_i q_i}_{\text{Central banks effects}} \end{aligned} \quad \text{A 5}$$

Où p et q sont les ordres du processus GARCH. La matrice $(C_B)^{tr} (C_B)$ rend compte des ruptures structurelles en variance. Chaque élément de la diagonal de C_B est :

$$\{C_{Bjj}\} = \omega_{0j} + \sum_{i=1}^{NR_j} \omega_{ji} S_{jt}^i \quad \text{A 6}$$

S_{jt}^i est une variable indicatrice du régime de variance "i" et NR_j le nombre de régime du marché "j". Les régimes sont obtenus par l'algorithme ICSS-heteroscedastique. Pour les détails, voir INCLAN ET TIAO (1993), SANJO ET AL, (2004), MALIK (2003), BENSAPTA (2010) ET BENSAPTA ET SEMEDO (2011).

La matrice C_B est écrite comme suit :

$$C_B = \begin{bmatrix} \omega_{01} + \sum_{j=1}^{NR_1} \omega_{1,j} S_{1,t}^j & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{M-1} & \cdots & \omega_{0M} + \sum_{j=1}^{NR_M} \omega_{M,j} S_{M,t}^j \end{bmatrix} \quad \text{A 7}$$

Les $M(M-1)/2$ éléments ω_i dans C_B assurent que $(C_B)'(C_B)$ soit définie semi-positive. A_i , B_i et G_i sont les matrices coefficients des équations des variances-covariances conditionnelles :

$$A_i = \begin{bmatrix} \alpha_{1i} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \alpha_{Mi} \end{bmatrix}; B_i = \begin{bmatrix} \beta_{1i} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \beta_{Mi} \end{bmatrix}; G_i = \begin{bmatrix} \gamma_{1i} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \gamma_{Mi} \end{bmatrix};$$

$$A_i^{tr} u_{t-i} u_{t-i}^{tr} A_i = \begin{bmatrix} \alpha_{1i}^2 u_{1t-i}^2 & \cdots & \alpha_{1i} \alpha_{Mi} u_{1t-i} u_{Mt-i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{1i} \alpha_{Mi} u_{1t-i} u_{Mt-i} & \cdots & \alpha_{Mi}^2 u_{Mt-i}^2 \end{bmatrix} \quad \text{A 8}$$

$$B_i^{tr} H_{t-i} B_i = \begin{bmatrix} \beta_{1i}^2 h_{11t-i} & \cdots & \beta_{1i} \beta_{Mi} h_{1Mt-i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{1i} \beta_{Mi} h_{1Mt-i} & \cdots & \beta_{Mi}^2 h_{22t-i} \end{bmatrix} \quad \text{A 9}$$

$$G_i^{tr} u_{t-i} u_{t-i}^{tr} * D_{Mt-i} D_{Mt-i}^{tr} G_i = \begin{bmatrix} \alpha_{1i}^2 u_{1t-i}^2 D_{1t-i}^2 & \cdots & \alpha_{1i} \alpha_{Mi} u_{1t-i} u_{Mt-i} D_{1t-i} D_{Mt-i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{1i} \alpha_{Mi} u_{1t-i} u_{Mt-i} D_{1t-i} D_{Mt-i} & \cdots & \alpha_{Mi}^2 u_{Mt-i}^2 D_{Mt-i}^2 \end{bmatrix} \quad \text{A 10}$$

u_t est un vecteur des innovations. D_{Mt-i} un vecteur de dimension M de variables dummies (d_{it}) tel que:

$$(d_{i,t}) = \begin{cases} 1 & \text{si } u_{it} < 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

* est le produit élément par élément.

$\mathbb{T}_i$ et $\mathbb{Z}_i$ sont des matrices de coefficients de transmission en variance :

$$\mathbb{T}_i = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & tcv_{M,1}^i \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ tcv_{1,M}^i & \cdots & 0 \end{bmatrix} \text{ et } \mathbb{Z}_i = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & tv_{M,1}^i \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ tv_{1,M}^i & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

$\mathbb{T}_i$ est la matrice des coefficients de transmission des chocs de volatilité (tcv^i) et $\mathbb{Z}_i$ la matrice des coefficients de transmission de volatilité (tv^i) :

$$\mathbb{T}_i' u_{t-i} u_{t-i}' \mathbb{T}_i = \begin{bmatrix} \left(\sum_{j=2}^M (tcv_{j,1}^i) u_{j,t-i} \right)^2 & \cdots & \cdots \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \left(\sum_{j=2}^M (tcv_{j,1}^i) u_{j,t-i} \right) \left(\sum_{j=1}^{M-1} (tcv_{j,M}^i) u_{j,t-i} \right) & \cdots & \left(\sum_{j=1}^{M-1} (tcv_{j,M}^i) u_{j,t-i} \right)^2 \end{bmatrix} \quad \text{A 11}$$

$$\mathbb{Z}_i' H_{t-i} \mathbb{Z}_i = \begin{bmatrix} \sum_{j=2}^M (tv_{j,1}^i)^2 h_{jj,t-i} & \cdots & \cdots \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \cdots & \sum_{j=1}^{M-1} (tv_{j,M}^i)^2 h_{jj,t-i} \end{bmatrix} \quad \text{A 12}$$

La causalité en variance est alors mesurée par la somme $\sum_{i=1}^p (tcv^i)^2 + \sum_{i=1}^q (tv^i)^2$. C'est également une mesure de persistance en transmission en variance. La matrice H_t contient le regresseur

$\sum_{i=1}^5 (\delta_i)^{tr} D_i \delta_i$ pour permettre des effets « *day-of-the-week* » et des effets « *Holiday* ».

D_i est une matrice diagonale $M \times M$ dont les éléments $\{D_{ijt}\} = D_{it}$ sont :

$$D_{it} = \{D_{1t}; D_{2t}; D_{3t}; D_{4t}; D_{5t}\} \quad \text{A 13}$$

$$\begin{cases} D_{1t} = 1 \text{ pour lundi, 0 sinon} \\ D_{2t} = 1 \text{ pour mardi, 0 sinon} \\ D_{3t} = 1 \text{ pour mercredi, 0 sinon} \\ D_{4t} = 1 \text{ pour vendredi, 0 sinon} \\ D_{5t} = 1 \text{ pour jours fériés, 0 sinon} \end{cases}$$

La matrice des coefficients δ_i , la matrice des données D_i et le regresseur $(\delta_i)^{tr} D_i \delta_i$ sont:

$$\delta_i = \begin{bmatrix} \delta_{1,i} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \delta_{M,i} \end{bmatrix}, D_i = \begin{bmatrix} D_{it} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & D_{it} \end{bmatrix}, (\delta_i)^{tr} D_i \delta_i = \begin{bmatrix} \delta_{1,i}^2 D_{it} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \delta_{M,i}^2 D_{it} \end{bmatrix} \quad \text{A 14}$$

Appendix II: les variables du Central-Banking

La variable indicatrice de Communication DC_{it}

$$DC_{it} = \{DC_{1t}; DC_{2t}; DC_{3t}\} \quad \text{A 15}$$

$$DC_{it} = \begin{cases} DC_{1t} = 1 \text{ pour une communication de la Fed, 0 sinon.} \\ DC_{2t} = 1 \text{ pour une communication de la BCE, 0 sinon.} \\ DC_{3t} = 1 \text{ pour une communication de la BoE, 0 sinon.} \end{cases}$$

La variable indicatrice de meeting $DM_{it} = \{DM_{1t}; DM_{2t}; DM_{3t}\}_{it}$

$$DM_{it} = \begin{cases} DM_{1t} = 1 \text{ si meeting de la FCOM, 0 sinon.} \\ DM_{2t} = 1 \text{ si meeting de la BCE, 0 sinon.} \\ DM_{3t} = 1 \text{ si meeting de la MPC, 0 sinon.} \end{cases} \quad \text{A 16}$$

La variable de décision de politique monétaire PM_{it} . Cette variable indique un changement dans le taux directeur: $PM_{it} = \{PM_{1t}; PM_{2t}; PM_{3t}\}$

$$PM_{it} = \begin{cases} PM_{1t} = 1 \text{ si modification dans le discount rate de la FED, 0 sinon.} \\ PM_{2t} = 1 \text{ si modification dans le taux directeur de la BCE, 0 sinon.} \\ PM_{3t} = 1 \text{ si modification dans le taux repo de la BoE, 0 sinon.} \end{cases} \quad \text{A 17}$$

Dans le regressor du Central-Banking, DC_i , DM_i et PM_i sont des matrices diagonale dont les éléments sont $\{DC_{ijt}\} = DC_{it}$, $\{DM_{ijt}\} = DM_{it}$ et $\{PM_{ijt}\} = PM_{it}$ (j indique le marché j). δ_i , η_i , ξ_i et q_i sont des matrices coefficients ($i = 1$ pour la Fed, 2 pour la BCE et 3 pour la BoE).

$$\zeta_i = \begin{bmatrix} \zeta_{1,i} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \zeta_{M,i} \end{bmatrix}, \eta_i = \begin{bmatrix} \eta_{1,i} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \eta_{M,i} \end{bmatrix} \text{ et } q_i = \begin{bmatrix} q_{1,i} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & q_{M,i} \end{bmatrix}$$

$$(\zeta_i)^{tr} DC_i \zeta_i = \begin{bmatrix} \zeta_{1,i}^2 DC_{it} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \zeta_{M,i}^2 DC_{it} \end{bmatrix}; \quad (\eta_i)^{tr} DM_i \eta_i = \begin{bmatrix} \eta_{1,i}^2 DM_{it} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \eta_{M,i}^2 DM_{it} \end{bmatrix}$$

$$(q_i)^{tr} PM_i q_i = \begin{bmatrix} q_{1,i}^2 PM_{it} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & q_{M,i}^2 PM_{it} \end{bmatrix} \quad \text{A 18}$$

Pour tester une réaction asymétrique des marchés par rapport à la décision de politique monétaire, le regressor $(q_i)^{tr} PM_i q_i$ est divisé en trois types de décisions : politique monétaire accommodante, politique monétaire restrictive et statu quo..

- Dans le cas d'une PM accommodante, les variables de décision de politique monétaire sont :

$$PMA_{it} = \{PMA_{1t}; PMA_{2t}; PMA_{3t}\} \quad \text{A 19}$$

$$PMA_{it} = \begin{cases} PMA_{1t} = 1 \text{ si modification négative du taux discount de la FED, 0 sinon.} \\ PMA_{2t} = 1 \text{ si modification négative du taux directeur de la BCE, 0 sinon.} \\ PMA_{3t} = 1 \text{ si modification négative du taux repo de la BoE, 0 sinon.} \end{cases}$$

- Dans le cas d'une PM restrictive, les variables de décision de politique monétaire sont :

$$PMR_{it} = \{PMR_{1t}; PMR_{2t}; PMR_{3t}\} \quad \text{A 20}$$

$$PMR_{it} = \begin{cases} PMR_{1t} = 1 \text{ si modification positive du taux discount de la FED, 0 sinon.} \\ PMR_{2t} = 1 \text{ si modification positive du taux directeur de la BCE, 0 sinon.} \\ PMR_{3t} = 1 \text{ si modification positive du taux repo de la BoE, 0 sinon.} \end{cases}$$

- Dans le cas d'un statu quo, les variables de décision de politique monétaire sont :

$$PMS_{it} = \{PMS_{1t}; PMS_{2t}; PMS_{3t}\} \quad \text{A 21}$$

La variable PMS_{it} est égale à $(1 - PMA_i - PMR_i)$

Le Nouveau regresseur des effets du Central-Banking devient:

$$\sum_{i=1}^3 (\zeta_i)^{tr} DC_i \zeta_i + \sum_{i=1}^3 (\eta_i)^{tr} DM_i \eta_i + \left(\sum_{i=1}^3 (\varrho_i^A)^{tr} PMA_i \varrho_i^A \right) + \left(\sum_{i=1}^3 (\varrho_i^R)^{tr} PMR_i \varrho_i^R \right) + \left(\sum_{i=1}^3 (\varrho_i^S)^{tr} (1 - PMA_i - PMR_i) \varrho_i^S \right) \quad \text{A 22}$$

ϱ_i^A, ϱ_i^R and ϱ_i^S sont des matrices de coefficients des effets de décisions de politique monétaire :

$$\varrho_i^A = \begin{bmatrix} \varrho_{1,i} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \varrho_{M,i} \end{bmatrix}, \varrho_i^R = \begin{bmatrix} \varrho_{1,i} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \varrho_{M,i} \end{bmatrix} \text{ and } \varrho_i^S = \begin{bmatrix} \varrho_{1,i} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \varrho_{1,i} \end{bmatrix}$$

Transmission en période de crise :

$$\begin{aligned} H_t = & \underbrace{\frac{\text{Structural break}}{(C_B)^{tr} (C_B)} + \sum_{i=1}^p A_i' u_{t-i} u_{t-i}' A_i + \sum_{i=1}^q B_i' H_{t-i} B_i + \sum_{i=1}^p G_i' u_{t-i} u_{t-i}' * D_{Nt-i} D_{Nt-i}' G_i}_{BEKK - SBV} \\ & + \underbrace{\sum_{i=1}^p \mathbb{T}_i' u_{t-i} u_{t-i}' \mathbb{T}_i + \sum_{i=1}^q \mathbb{Z}_i' H_{t-i} \mathbb{Z}_i}_{Volatility transmission} + \underbrace{\sum_{i=1}^5 (\delta_i)^{tr} D_i \delta_i}_{Day of the week effects} + \underbrace{\sum_{i=1}^3 (\zeta_i)^{tr} DC_i \zeta_i + \sum_{i=1}^3 (\eta_i)^{tr} DM_i \eta_i + \sum_{i=1}^3 (\varrho_i)^{tr} PM_i \varrho_i}_{Effet du Central -Banking} \\ & + D_t^* \left(\underbrace{\sum_{i=1}^p \mathbb{T}_i^{*'} u_{t-i} u_{t-i}' \mathbb{T}_i^* + \sum_{i=1}^q \mathbb{Z}_i^{*'} H_{t-i} \mathbb{Z}_i^*}_{Volatility Transmission during Crisis} \right) + \\ & D_t^* \left(\underbrace{\sum_{i=1}^3 (\zeta_i)^{tr} DC_i \zeta_i + \sum_{i=1}^3 (\eta_i)^{tr} DM_i \eta_i + \sum_{i=1}^3 (\varrho_i)^{tr} PM_i \varrho_i}_{Effet du Central banking en période de crise} \right) \end{aligned}$$

D_t^* est une variable indicatrice de période de crise.

Annexe III : Tests de Transmission et tests de contagion stricte

Test de Non Transmission en Moyenne NTM

La transmission en moyenne du marché « i » vers le marché « j » est mesurée par les coefficients $\Phi_{ij}^1 \dots \Phi_{ij}^{n_1}$ du VAR. l'hypothèse nulle de Non transmission en moyenne concerne la nullité de tous les coefficients Φ_{ij}^k . Ceci est équivalent à un test de Non Causalité au sens de Granger :

Hypothèse nulle de non transmission en moyenne de i vers j $H_{0,i \rightarrow j}^{NMT}$

$$\begin{cases} H_{0,i \rightarrow j}^{NMT} : \Phi_{ij}^1 = \Phi_{ij}^2 = \dots \Phi_{ij}^{n_1} = 0 \\ H_{1,i \rightarrow j}^{NMT} : \text{non } H_{0,i \rightarrow j}^{NMT} \end{cases} \quad \text{A 23}$$

Sous $H_{0,i \rightarrow j}^{NMT}$, la statistique du test suit un Fisher $\mathcal{F}(n_1, N - 2n_1 - 1)$. (See Lütkepohl, 2005, p103).

Test de Non Transmission en Variance NTV

La transmission en variance est liée aux coefficients (tcv_{ij}^k) et (tv_{ij}^k) . Il n'y a pas de transmission en variance du marché « i » vers le marché « j » lorsque les coefficients (tcv_{ij}^k) et (tv_{ij}^k) ne sont pas significativement différents de zéro. NTV est un test de Wald de *Non Causalité en variance* :

Hypothèse nulle de non transmission en variance de i vers j $H_{0,i \rightarrow j}^{NVT}$

$$\begin{cases} H_{0,i \rightarrow j}^{NVT} : (tcv_{ij}^1)^2 = 0, \dots (tcv_{ij}^p)^2 = 0, (tv_{ij}^1)^2 = 0, \dots (tv_{ij}^q)^2 = 0 \\ H_{1,i \rightarrow j}^{NVT} : \text{non } H_{0,i \rightarrow j}^{NVT} \end{cases} \quad \text{A 24}$$

Sous $H_{0,i \rightarrow j}^{NVT}$, la statistique de Wald suit un $\chi^2(p + q)$.

Test de Non Contagion Stricte NCS

Il y Contagion stricte lorsque la transmission durant la crise est significativement différente de la transmission en période calme. Soit $TPC = \sum_{i=1}^p \mathbb{T}_i^* u_{t^*-i} u_{t^*-i}' \mathbb{T}_i^* + \sum_{i=1}^q \mathbb{Z}_i^* H_{t^*-i} \mathbb{Z}_i^*$ le nouveau regressueur de la transmission en variance en période de crise [Juillet – 2007, Avril – 2009]. Où $\mathbb{T}_i^*$ est une matrice de coefficient de transmission de chocs de volatilité et $\mathbb{Z}_i^*$ une matrice de coefficient de transmission de volatilité :

$$\mathbb{T}_i^* = \begin{bmatrix} 0 & \dots & (tcv_{M,1}^i)^* \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ (tcv_{1,M}^i)^* & \dots & 0 \end{bmatrix} \text{ and } \mathbb{Z}_i^* = \begin{bmatrix} 0 & \dots & (tv_{M,1}^i)^* \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ (tv_{1,M}^i)^* & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

Il n'y a pas de Contagion stricte lorsque $\mathbb{T}_i^*$ et $\mathbb{Z}_i^*$ ne sont pas significativement différents de $\mathbb{T}_i$ et $\mathbb{Z}_i$.

Hypothèse nulle de Non-Contagion Stricte du marché « i » vers le marché « j » : $H_{0,i \rightarrow j}^{NSC}$

$$\begin{cases} H_{0,i \rightarrow j}^{NSC} : tcv_{ij}^1 = (tcv_{ij}^1)^*, \dots tcv_{ij}^p = (tcv_{ij}^p)^*, tv_{ij}^1 = (tv_{ij}^1)^*, \dots tv_{ij}^q = (tv_{ij}^q)^* \\ H_{1,i \rightarrow j}^{NSC} : \text{non } H_{0,i \rightarrow j}^{NSC} \end{cases} \quad \text{A 25}$$

Sous $H_{0,i \rightarrow j}^{NSC}$, la statistique de Wald suit un $\chi^2(2p + 2q)$.

Annexe IV : Figures.

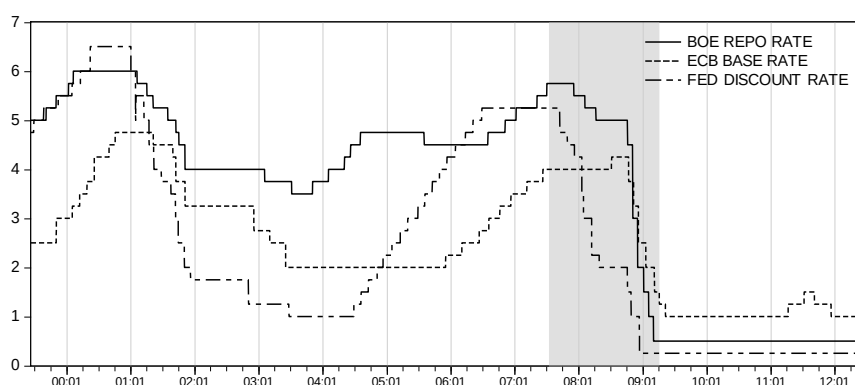


Figure 1A. Taux directeur de la Fed, de la BCE et de la BoE entre 1999 et 2012. La zone hachurée représente la période de crise. Fed (Discount rate), BCE (base rate) et BoE (repo).

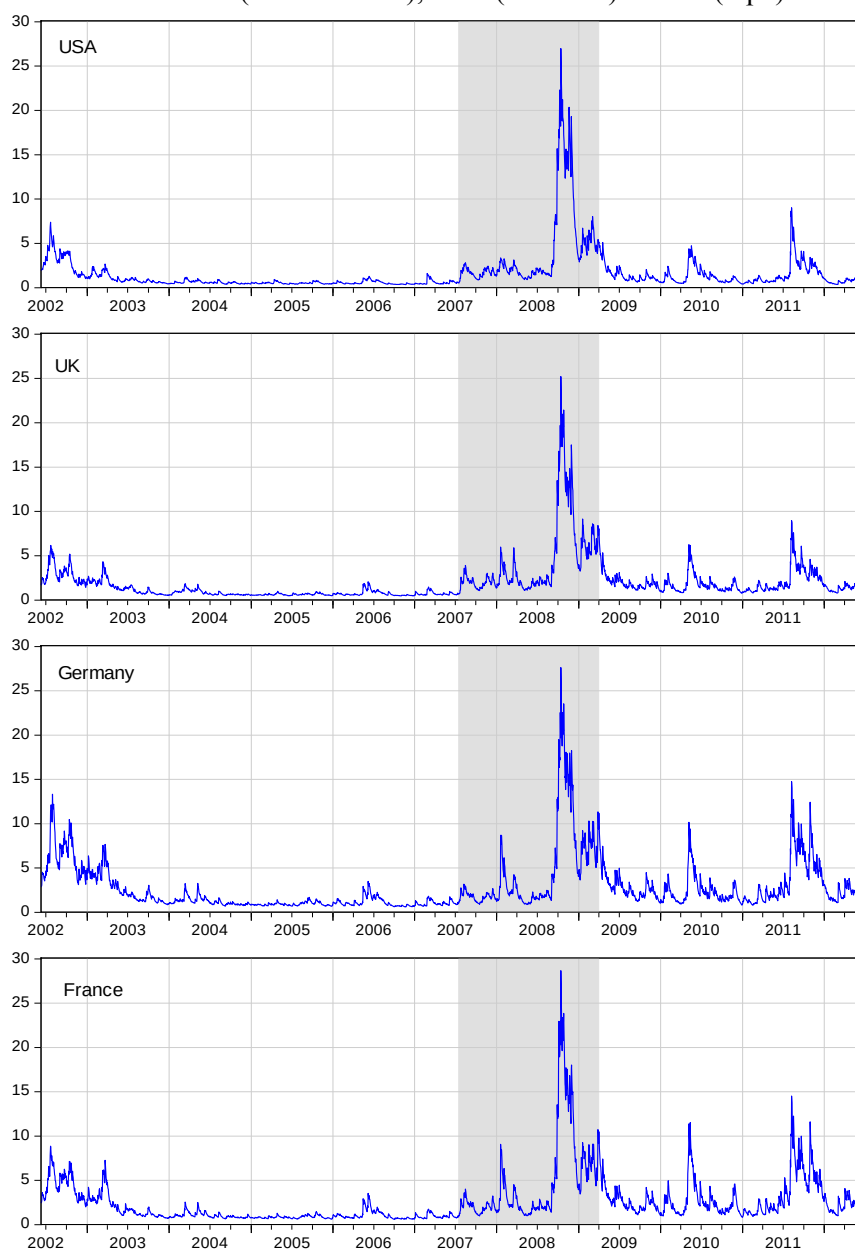


Figure 2A. Volatilité de marché estimée par le modèle BEKK-RSV. La zone hachurée représente la période de crise des subprimes.