

De la transmission de la volatilité à la contagion entre marchés boursiers : l'éclairage d'un modèle VAR non linéaire avec bris structurels en variance

Kamel Malik Bensafta et Gervasio Semedo

Volume 85, numéro 1, mars 2009

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/039734ar>
DOI : <https://doi.org/10.7202/039734ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Bensafta, K. M. & Semedo, G. (2009). De la transmission de la volatilité à la contagion entre marchés boursiers : l'éclairage d'un modèle VAR non linéaire avec bris structurels en variance. *L'Actualité économique*, 85(1), 13–76.
<https://doi.org/10.7202/039734ar>

Résumé de l'article

Nous développons dans cet article une modélisation vectorielle autorégressive non linéaire pour l'étude des interdépendances entre les marchés boursiers. Parmi les innovations de ce travail, nous introduisons un bris structurel dans la matrice des variances-covariances conditionnelle d'un processus GARCH multivarié. Dans cet ordre d'idée, nous considérons une spécification BEKK de cette matrice augmentée avec des régresseurs de transmission des chocs de volatilité entre les marchés. L'objectif de cette modification est de répondre à plusieurs biais importants dans la mesure des volatilités et des corrélations entre les marchés : d'une part, le biais de surestimation de la persistance des chocs de volatilité; d'autre part, les biais d'hétéroscédasticité et de variables omises dans la mesure des corrélations. Nous considérons ici un échantillon de 11 marchés boursiers d'Europe, d'Amérique du Nord et d'Asie avec des données hebdomadaires des indices les plus larges entre 1985 et 2006. Plusieurs résultats intéressants sont obtenus avec cette modélisation : la réduction de la persistance des chocs de volatilité; l'évidence d'une transmission des prix et des incertitudes du marché américain vers les marchés européens et asiatiques; l'existence de phénomène de transmission régionale en Europe et en Asie; mis à part le krach américain d'octobre 1987, toutes les crises ne sont pas systématiquement contagieuses. Au final, il n'est pas évident que la libéralisation financière isole les marchés des crises financières diverses, bien que l'intégration soit un vecteur d'efficience des marchés. Les crises et le phénomène de contagion en période de crise peuvent être considérés comme des processus de rééquilibrage des marchés qui doivent être encadrés, régulés et supervisés.

DE LA TRANSMISSION DE LA VOLATILITÉ À LA CONTAGION ENTRE MARCHÉS BOURSIERS : L'ÉCLAIRAGE D'UN MODÈLE VAR NON LINÉAIRE AVEC BRIS STRUCTURELS EN VARIANCE*

Kamel Malik BENSAPTA

Gervasio SEMEDO

Groupe d'Étude et de Recherche sur la Coopération

Internationale et Européenne (G.E.R.C.I.E.)

Université François-Rabelais de Tours

RÉSUMÉ – Nous développons dans cet article une modélisation vectorielle autorégressive non linéaire pour l'étude des interdépendances entre les marchés boursiers. Parmi les innovations de ce travail, nous introduisons un bris structurel dans la matrice des variances-covariances conditionnelle d'un processus GARCH multivarié. Dans cet ordre d'idée, nous considérons une spécification BEKK de cette matrice augmentée avec des régresseurs de transmission des chocs de volatilité entre les marchés. L'objectif de cette modification est de répondre à plusieurs biais importants dans la mesure des volatilités et des corrélations entre les marchés : d'une part, le biais de surestimation de la persistance des chocs de volatilité; d'autre part, les biais d'hétéroscédasticité et de variables omises dans la mesure des corrélations. Nous considérons ici un échantillon de 11 marchés boursiers d'Europe, d'Amérique du Nord et d'Asie avec des données hebdomadaires des indices les plus larges entre 1985 et 2006. Plusieurs résultats intéressants sont obtenus avec cette modélisation : la réduction de la persistance des chocs de volatilité; l'évidence d'une transmission des prix et des incertitudes du marché américain vers les marchés européens et asiatiques; l'existence de phénomène de transmission régionale en Europe et en Asie; mis à part le krach américain d'octobre 1987, toutes les crises ne sont pas systématiquement contagieuses. Au final, il n'est pas évident que la libéralisation financière isole les marchés des crises financières diverses, bien que l'intégration soit un vecteur d'efficacité des marchés. Les crises et le phénomène de contagion en période de crise peuvent être considérés comme des processus de rééquilibrage des marchés qui doivent être encadrés, régulés et supervisés.

ABSTRACT – We develop in this paper a nonlinear vector autoregressive model to study stock market interdependences. Among the innovations of this work, we introduce a

* Nous tenons à remercier le professeur Gilbert Colletaz de l'université d'Orléans et les arbitres anonymes de cette revue.

structural break in the conditional variances-covariance's matrix of multivariate GARCH process. We consider a BEKK expand with shocks to volatility transmission across markets. The purpose of these amendments is to respond to several biases in the measurement of volatilities and correlations between markets: a primer bias is the shocks to volatility persistence over estimating; second, heteroskedasticity and omitted variables bias in market cross-correlation estimates. We use a sample of 11 markets from Europe, North America, and Asia with weekly data of market indices between 1985 and 2006. Several interesting results are obtained with this model: the reduction of shocks to volatility persistence, price and uncertainties transmission from U.S. market to European and Asian markets, regional transmission phenomenon in Europe and Asia, apart from the U.S. crash of October 1987, all crises are not always contagious. At last but not the least, it is not clear that financial liberalization isolates markets from instability and contagion, although the integration is a good tool for market efficiency. Crises and contagion phenomenon can be market equilibrating process.

INTRODUCTION

Les mécanismes de transmission internationale entre les marchés boursiers sont maintenant bien établis. Ces transmissions mettent en évidence l'existence d'une dépendance en moyenne et en variance (Ng, 2000; Granger *et al.* 2000; Chakrabarti et Roll, 2002). La transmission en variance appelée « transmission de la volatilité » est décrite par Engle *et al.* (1990) comme une pluie de météorites¹; elle traduit la sensibilité des places boursières aux informations et aux incertitudes environnantes. Selon cette vision, la dépendance en variance traduit l'inefficience des marchés et autorise la prédictibilité des risques. La finance internationale actuelle en fait un outil puissant de prévision. En effet, la modification de la volatilité est très liée à l'arrivée d'informations nouvelles (Ross, 1989; Engle *et al.* 1990). Il apparaît alors que les marchés sont de plus en plus dépendants en variance (Hamao *et al.* 1990; Koutmos *et al.* 1995), puisqu'il y a autant d'informations dans la volatilité des prix des actifs que dans les prix eux-mêmes (Kyle, 1985).

De nombreuses études ont été consacrées à la compréhension des relations entre les marchés financiers notamment marquées pas les crises et le phénomène de contagion observé, par exemple, suite au krach boursier américain d'octobre 1987 ou les crises fréquentes des pays émergents durant les années quatre-vingt-dix et le début des années deux mille² (King et Wadhawani, 1990; Edwards, 1998;

1. Engle *et al.* (1990) appliquent des modélisations VAR et GARCH pour tester l'hypothèse « *heat waves* » contre l'hypothèse alternative de « *meteor shower* » dans la transmission de la volatilité entre les marchés de change japonais et américain. L'hypothèse « *heat wave* » est celle d'une volatilité autocorrélée localement. Alternativement, l'hypothèse « *meteor shower* » est celle d'une transmission de la volatilité entre les marchés. Leurs résultats confirment l'hypothèse d'une transmission de la volatilité sur les marchés des changes.

2. Après les accords du Louvre (1987) et le déséquilibre des marchés des changes, les taux d'intérêt américains (taux à 10 ans) remontent de 400 points de base et provoquent le lundi 19 octobre, le krach le plus important sur un marché d'actions américain. Ce jour-là, le SP500 perd 13 % de sa valeur. Dans les jours qui suivent, l'ensemble des indices boursiers du monde entier observent

Forbes, Rigobon, 2002; McAleer et Nam, 2005). Bien qu'il existe un consensus empirique sur le phénomène de contagion en périodes de crises, il n'y a pas d'unanimité pour le définir (Pericoli, Sbarcia, 2003). Empiriquement, les contributions pionnières analysent les interdépendances entre le marché américain et les marchés anglais et japonais avant et après le krach américain d'octobre 1987. Les premiers résultats indiquent que ce krach a été contagieux. D'autres auteurs étudient les comouvements des marchés émergents. L'analyse de la crise mexicaine de 1994 par Calvo et Reinhart (1996) confirme l'existence d'une contagion du marché mexicain vers les autres marchés d'Amérique latine. Baig et Goldfajn (1998, 2000) s'intéressent aux crises asiatique et russe durant la deuxième moitié des années quatre-vingt-dix et montrent l'existence de contagion entre les marchés des changes³. Au final, il apparaît que des crises financières de nature et de source géographique différente, se sont manifestées avec des conséquences profondes sur le comportement privé des agents, notamment en matière de gestion de portefeuilles face à des risques de plus en plus imprévisibles. Ces crises boursières font actuellement partie intégrante du paysage financier et il devient légitime de s'interroger dans quelle mesure la libéralisation financière et la déréglementation des années quatre-vingt ont contribué à ce phénomène de transmission des informations entre les marchés géographiquement distants.

Malgré la solidité des études de contagion, Forbes et Rigobon (2002) remettent en cause ces résultats et proposent un ajustement des coefficients de corrélation des marchés. Ils montrent que les estimations des corrélations en périodes de crise souffrent du biais d'hétéroscédasticité de la variance. Ils proposent la correction de ce biais par un ajustement de la corrélation en fonction de la variation relative de la volatilité entre la période calme et la période de crise⁴. Avec cet ajustement, Forbes et Rigobon aboutissent à des résultats originaux : aucune des crises de 1987, 1994 et 1997 n'étaient contagieuses et les interdépendances des marchés boursiers n'étaient pas significativement plus importantes après les crises, qu'elles ne l'étaient avant. Les auteurs relancent le débat sur le phénomène de contagion. Plus récemment, Hon *et al.* (2007) traitent de la crise technologique d'avril 2000. En effectuant la correction des coefficients de corrélation selon la

des baisses significatives : le Canada -16 %, le Royaume-Uni -18 %, l'Allemagne -10 %, la France -12 % et le Japon -12 %. La crise asiatique est une crise de change ayant affecté 5 pays asiatiques dont les monnaies étaient rattachées au dollar américain, comme le baht thaïlandais. Au printemps 1997, la banque centrale thaïlandaise tente de défendre la monnaie mais les réserves de change étaient insuffisantes, l'obligeant à renoncer à l'ancrage et laisser flotter le baht à partir du 2 juillet 1997. Les monnaies de la Corée du Sud et de l'Indonésie se déprécient de plus de 50 %, celles de la Malaisie, des Philippines et de la Thaïlande perdent 30 % de leur valeur.

3. Baig et Goldfajn (1998) trouvent un effet de contagion moins évident entre les marchés d'actions durant la crise asiatique.

4. Soit ρ^* la corrélation conditionnelle non ajustée et δ la variation relative des variances entre la période calme et la période de crise. ρ la corrélation non conditionnelle ajustée est donnée

par :
$$\rho = \frac{\rho^*}{\sqrt{1 - \delta(1 - \rho^*)^2}}$$

lorsque il y a présence d'effets endogènes.

méthode de Forbes et Rigobon, les auteurs détectent l'existence d'un bris structurel dans la corrélation et l'occurrence de contagion vers le marché japonais et le marché de Hong Kong⁵. Également, Hon *et al.* (2004) analysent la crise américaine suite à l'attaque terroriste du 11 septembre 2001. Leurs résultats confirment une contagion du marché boursier américain vers 12 marchés, sur un échantillon de 25.

En général, les travaux empiriques sur la contagion sont classés en deux catégories : la première étudie l'impact des chocs d'un pays en crise sur les autres pays, en testant les effets sur les canaux de transmission déjà existants. Celle-ci se réfère à la théorie non contingente des crises, où il n'y a pas de différence de transmission avant et après la crise « *No contagion, only interdependences* ». La deuxième catégorie définit la contagion comme un bris structurel dans la transmission entre les marchés en période de crise. Il y a apparition de nouveaux canaux de transmission inexistantes au départ et qui conduisent à une modification significative des interdépendances de marché en période de crise⁶.

Dans cet article, un cadre d'analyse est proposé pour étudier simultanément les différents aspects de la transmission et du phénomène de contagion entre les marchés boursiers. Cette analyse requiert la modélisation des rendements d'indices boursiers, l'introduction des transmissions en moyenne et en variance et la définition d'une dynamique des corrélations des marchés et l'étude de sa stabilité en période de crises. En ce qui concerne le phénomène de contagion, et du comportement des marchés en périodes de crises comparativement à des périodes normales, nous nous référons dans ce travail à la théorie non contingente des crises où la contagion n'est que la continuité d'un processus d'interdépendance déjà existant entre les marchés (Forbes et Rigobon, 2002). Ainsi, il y a contagion lorsque les comouvements des marchés sont significativement plus importants pendant la crise, par exemple à cause du comportement des investisseurs internationaux.

5. Les prix des actifs dans les nouvelles technologies de communication et de l'information (NTCI) se sont considérablement appréciés jusqu'à atteindre un maximum en mars 2000. L'éclatement de la bulle technologique un mois plus tard aux États-Unis a été suivi d'une chute brutale des cours de ces actifs dans plusieurs économies de l'OCDE. En étudiant la contagion entre le marché américain et 27 autres marchés boursiers après l'effondrement du NASDAQ, les résultats de Hon *et al.* (2007) montrent une importante rupture structurelle dans le comouvement des secteurs des NTCI. Ils montrent également une différence significative avec les autres secteurs économiques et concluent à l'existence de comouvement lié à des effets sectoriels.

6. Une première définition veut qu'il y ait contagion lorsque les chocs se propagent de façon excessive au regard de l'évolution des facteurs fondamentaux. Dans une autre acceptation, plus étroite, le terme contagion décrit la transmission de chocs imputable à des comportements moutonniers ou irrationnels. Par contraste, une troisième définition bien plus large englobe la propagation de chocs entraînant une covariation des marchés, peu importe leurs canaux de transmission. Il existe maintenant une quatrième acceptation, plus précise, désignant une situation où les liens entre les marchés se renforcent à la suite d'un choc; ce type de contagion, appelé « contagion pure », implique que les chocs se propagent systématiquement davantage en période de crise qu'en temps normal.

L'intérêt de l'étude de la transmission, de la corrélation croisée des marchés et de la contagion tient au moins à deux points essentiels : d'une part, la corrélation des marchés et leur comouvement sont à la base des stratégies de diversification internationale reposant sur une faible corrélation des actifs des marchés géographiquement espacés (King *et al.* 1994). Dans le contexte actuel de globalisation financière croissante et d'intégration mondiale des marchés boursiers, l'existence de transmissions en moyenne et en variance renforce les interdépendances des marchés et réduit le bénéfice de la diversification internationale. D'autre part, le rôle des interventions des institutions internationales et des bailleurs de fonds dépend de la nature de la contagion. Ainsi, les interventions des bailleurs de fonds lors d'une crise financière dans un pays donné, ne seront efficaces que si les liens entre deux pays sont significativement différents avant et après la crise. Dans le cas contraire, les interventions des institutions internationales n'auront que des effets très limités.

Nous choisissons une modélisation vectorielle autorégressive (VAR) des rendements d'indices pour identifier la transmission en moyenne. De plus, nous considérons une spécification non linéaire des erreurs VAR pour définir la transmission en variance. Un processus GARCH Multivarié (MGARCH) est alors retenu pour décrire cette non-linéarité. Nous introduisons également des variables de changement de régime de la variance obtenue par l'algorithme ICSS. Par cette modification, nous apportons une des corrections au biais d'hétéroscédasticité responsable de la persistance des chocs de la volatilité.

Empiriquement, nous mobilisons l'évolution des rendements hebdomadaires des indices boursiers de 11 marchés boursiers. Ainsi, nous avons regroupé des marchés développés d'Amérique du Nord (États-Unis et Canada), d'Europe (Royaume-Uni, Allemagne, France et Suisse) et d'Asie (Japon, Hong Kong et autres pays émergents comme la Corée du Sud, Singapour et la Malaisie). Ce choix de pays est motivé par l'objectif d'étudier le comouvement entre marchés développés, entre marchés émergents d'Asie et entre marchés développés et marchés émergents. L'analyse empirique porte sur la période de janvier 1985 à décembre 2006.

L'article est organisé comme suit : dans la première section, nous introduisons la notion de la volatilité et sa modélisation. Ensuite, nous rappelons l'algorithme itératif ICSS⁷ avec ses deux versions (Inclan et Tiao, 1994; Sanso *et al.* 2004) utilisé pour la définition des bris structurels dans la variance. Nous décrivons le modèle VAR non linéaire avec erreurs MGARCH et bris structurels dans la variance. Enfin, nous indiquons les différents tests de transmission et de stabilité de la corrélation utilisés. La deuxième section donne les résultats empiriques de notre étude. L'importance du marché américain nous conduit à établir une modélisation bivariée et une autre trivariée, où le marché américain joue le rôle d'un facteur global. Enfin, la dernière section présente les principales conclusions de

7. *Iterated Cumulative Sum of Square Algorithm.*

notre étude et ses implications quant à l'interdépendance des marchés, sans négliger les futurs axes de recherches connexes à cette étude.

1. RAPPELS THÉORIQUES ET PRÉSENTATION DU MODÈLE

La littérature économétrique existante permet de saisir le concept de volatilité à travers différentes modélisations, parmi lesquelles les processus de type GARCH ont prouvé leurs adaptabilités. Notre choix se porte alors sur cette modélisation (1.1). Le modèle de volatilité spécifié, nous assimilerons le bris structurel dans la variance conditionnelle à l'existence de multiples régimes dans la variance non conditionnelle. L'algorithme ICSS permet de détecter ces régimes de variance (1.2). Ensuite, nous présentons les détails du modèle VAR non linéaire avec erreurs MGARCH augmenté des bris structurels dans la variance. Nous précisons les régresseurs supplémentaires de bris structurels et de transmission en variance (1.3). Enfin, nous décrivons les différents tests de transmission en moyenne, de transmission en variance et de stabilité de la corrélation (1.4).

1.1 Modèle de volatilité des marchés

La fluctuation de la valeur d'un actif autour d'une caractéristique de tendance centrale est une mesure de la volatilité de cet actif⁸. Cette variation temporelle de la variance est le résultat des informations nouvelles qui arrivent sur le marché. Empiriquement, il a été observé que la volatilité répond d'avantage aux chocs négatifs (mauvaises nouvelles) qu'aux chocs positifs (bonnes nouvelles). Ces interactions asymétriques rendent compte de la dynamique non linéaire de la plupart des prix des actifs financiers, des indices boursiers et des taux de change. Depuis Engle (1982) et l'introduction du processus ARCH⁹ généralisé par Bollerslev (1986), les modèles GARCH¹⁰ ont prouvé leur aptitude à capturer cette dynamique non linéaire, ainsi que les propriétés de regroupement de la volatilité et de queues épaisses des séries financières¹¹. Pour des raisons de parcimonie et de simplicité, le modèle GARCH(1,1) de Bollerslev est préférable. Toutefois, la spécification quadratique du modèle GARCH occulte la caractéristique d'asymétrie des chocs. Les modèles GJR-GARCH de Glosten *et al.* (1993) et GARCH Exponentiel EGARCH de Nelson (1991) sont des modélisations qui introduisent cette asymétrie¹².

8. La volatilité des rendements financiers est au centre de décisions financières, telles que le pricing, la couverture de produits financiers, la gestion de portefeuilles et la gestion des risques.

9. Engle propose une modélisation de la variance conditionnelle, dans un modèle autorégressif basé sur les informations passées pour saisir la variance hétéroscédastique des séries.

10. *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*.

11. La persistance des chocs de volatilité entraîne le regroupement de la volatilité et des distributions empiriques à queues épaisses.

12. Hentschell (1995) présente un modèle permettant la généralisation des modèles GARCH(1,1) sur la base d'une transformation Box-Cox de la variance conditionnelle. Les modèles EGARCH(1,1) et GJR-GARCH(1,1) y sont présentés comme des cas particuliers.

1.1.1 Mesure de la persistance des chocs de volatilité

Le regroupement de la volatilité propre aux séries financières témoigne de la persistance des chocs. Les modèles de type GARCH permettent une modélisation acceptable de la volatilité grâce à leur capacité à capturer cette persistance au moyen des paramètres de l'équation de la variance conditionnelle. Dans un modèle GJR-GARCH (p, q), la persistance mesurant l'effet cumulé des chocs de volatilité est estimée par $\varphi_j = \sum_{i=1}^p (\alpha_{ij} + \frac{1}{2}\gamma_{ij}) + \sum_{k=1}^q \beta_{kj}$ ¹³. L'espérance de la variance ou variance non conditionnelle du processus est proportionnelle à la persistance des chocs puisque $E(h_{jt}) = \frac{w_j}{1 - \varphi_j}$. Dans le cas des processus GARCH, l'estimation de φ_j est souvent proche de l'unité pour les séries financières de haute fréquence et $E(h_{jt})$ a également une valeur élevée. Lamoureux et Lastrapes (1990) montrent que la mesure de persistance φ_j est amplifiée lorsque les changements de tendance de la variance sont omis dans le modèle de la variance conditionnelle. Ils introduisent des variables indicatrices de changement de régime dans l'équation de la variance conditionnelle et parviennent à des estimations significativement réduites de la persistance. Ils montrent également que la demi-vie (*half-life*) des chocs de volatilité est nécessairement plus réduite¹⁴.

Nous considérons dans notre cas l'existence de plusieurs régimes dans la variance non conditionnelle et nous introduisons des changements de régimes dans la matrice des variances-covariances conditionnelles. L'introduction de ce bris nous permet une réduction de la persistance dans un cadre multivarié. Cette modélisation évite donc la surestimation de la persistance et permet une meilleure mesure de la transmission des chocs de volatilité. Elle produit également une compréhension plus adéquate du comouvement des marchés mesuré par la corrélation conditionnelle.

1.1.2 Détection des bris structurels dans la variance

Inclan et Tiao (1994) construisent une version itérative du test du CUSUM pour identifier les points de changement de régime de la variance non conditionnelle. Dans le modèle d'Inclan et Tiao (1994), un choc exogène significatif est à l'origine du changement de régime dans la variance. Ce changement de régime se traduit par un infléchissement dans la tendance de la variance qui continue jusqu'à l'apparition d'un nouveau choc significatif. Dans cette analyse, Inclan

13. Par exemple, dans le cas d'un processus GARCH(1,1) et lorsque le modèle de variance conditionnelle est correctement spécifié, les innovations v_t sont non autocorrélées et orthogonales à h_t . En décomposant les résidus carrés en leur propre moyenne et un terme d'innovation : $u_t^2 = E(u_t^2) + v_t = h_t + v_t$. Après un développement itératif, l'équation de la variance conditionnelle d'un modèle GARCH(1,1) est $h_t = \omega(1 + \varphi + \varphi^2 + \dots) + \alpha(v_{t-1} + \varphi v_{t-2} + \varphi^2 v_{t-3} + \dots)$ et $E(h_t) = \frac{\omega}{1 - \varphi}$ mesure la variance non conditionnelle.

14. La demi-vie mesure le temps nécessaire à un choc pour réduire de moitié la volatilité initiale $DV_j = \ln(0,5)/\ln(\varphi_j)$.

et Tiao supposent la stationnarité de la variance entre ces deux chocs. Soit x_t une série d'observations indépendantes normalement distribuées et de variance non conditionnelle σ_{xt}^2 , Nb le nombre d'observations et M_x le nombre de points de bris structurel dans la variance. Sur l'ensemble de l'échantillon nous avons :

$$\sigma_{xt}^2 = \begin{cases} \tau_{x0}^2 & 1 < t < c_1 \\ \tau_{x1}^2 & c_1 < t < c_2 \\ \vdots & \vdots \\ \tau_{xM_x}^2 & c_{M_x} < t < Nb \end{cases} \quad (1)$$

où les c_j ($j = 1 \dots M_x$) représentent les dates de changement de tendance. Pour estimer le nombre de bris structurels de la variance, une somme cumulative des résidus carrés est calculée : $C_k = \sum_{t=1}^{k=1, Nb} u_t^2$. Inclan et Tiao (1994) définissent la

statistique $D_k = \left(\frac{C_k}{C_T} \right) - \left(\frac{k}{Nb} \right)$ avec $D_0 = D_{Nb} = 0$. Lorsqu'il n'y a aucun change-

ment de tendance dans la variance sur tout l'échantillon, D_k oscille autour de zéro. Autrement, lorsqu'un point de rupture existe, D_k est strictement différente de zéro. Sous l'hypothèse nulle de variance homogène et constante, $H_0 : \text{Var}(x_t) = \sigma_2$, la statistique D_k converge en distribution vers un mouvement brownien standard. L'hypothèse nulle H_0 est rejetée lorsque $k^* = \text{Max}_k \left(\sqrt{Nb/2} |D_k| \right)$ se trouve à l'extérieur de l'intervalle critique de $\mp 1,358$. k^* est un point de rupture au seuil de 95 %.

Par ailleurs, la version originale de l'algorithme ICSS est définie pour une variance homogène sur un intervalle et ne considère pas la nature hétéroscédastique des séries financières. Sansó *et al.* (2004) apportent une modification à la statistique D_k en prenant en compte le moment d'ordre quatre. Ils remplacent D_k par $G_k = \hat{\delta}_4^{-1/2} (C_k - \frac{k}{T} C_{Nb})$, où $\hat{\delta}_4$ est un estimateur consistant du moment d'ordre quatre¹⁵. L'hypothèse nulle H_0 est rejetée lorsque $k_s^* = \max_k |G_k / \sqrt{Nb}|$ se trouve à l'extérieur de l'intervalle critique de $\mp 1,405$. Le point k_s^* est un point de rupture dans la variance (au seuil de 95 %). La conduite itérative de l'algorithme ICSS détecte R_j régimes de variance pour chaque série j (j allant de 1 à M). Soit S_{jt}^i ($i = 1, \dots, M_j$) des variables indicatrices de l'existence de changement de régime de la variance. S_{jt}^i prend la valeur 1 dans l'intervalle $]c_p, c_{i+1}[$ entre les points i et $i + 1$ de changement de tendance et la valeur zéro en dehors de cet intervalle.

15. L'estimateur non paramétrique de δ_4 est

$\delta_4 = Nb^{-1} \sum_{t=1}^{Nb} (\tau_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2 + 2Nb^{-1} \sum_{l=1}^m w(l, m) \sum_{t=l+1}^{Nb} (\tau_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\tau_{t-l}^2 - \hat{\sigma}^2)$, où $w(l, m)$ est une fenêtre de Bartlett. L'estimation dépend du choix de m obtenu par la méthode de Newey-West (1994).

1.2 Modèle multivarié et analyse de la transmission entre les marchés

Soit $r_t = (r_{1t} \dots r_{Mt})^r$ le vecteur des rendements logarithmiques des indices des M marchés et $u_t = (u_{1t} \dots u_{Mt})^r$ le vecteur des résidus du modèle dynamique VAR (n_1) suivant :

$$\Phi(L) (r_t - \mu) = u_t \quad (2)$$

où $\Phi(L)$ est la fonction retard du processus VAR (n_1)¹⁶. La transmission 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 canaux¹⁷. Supposant que u_t soit un vecteur de moyenne nulle, non auto-corrélé tel que :

$$u_t = H_t^{-1/2} \varepsilon_t \quad (3)$$

où ε_t est un vecteur N -dimension d'éléments bruit blanc tel que $\varepsilon_t \rightsquigarrow i.i.d (0, I_t)$ 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, étant donné ψ_{t-1} l'ensemble informationnel à l'instant $t-1$, $u_t / \psi_{t-1} \rightsquigarrow (0, H_t)$. H_t est un processus MGARCH.

Il existe à ce sujet, plusieurs spécifications de modèle pour la matrice H_t parmi lesquelles le modèle BEKK et BEKK Diagonal d'Engle et Kroner (1995), les modèles à corrélation conditionnelle dynamique de Tse et Tsui (2002), Engle (2002) et Engle et Shephard (2001). Bauwens *et al.* (2003) donnent une revue de littérature extensive concernant les modèles MGARCH. Dans l'ensemble, l'écriture de H_t est la suivante :

$$H_t = D_t R_t D_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & \dots & h_{1Mt} \\ \vdots & h_{ijt} & \vdots \\ h_{1Mt} & \ddots & h_{MMt} \end{bmatrix} \quad (4)$$

où h_{ij} sont les variances conditionnelles des M marchés ($i = j = \overline{1, M}$) et h_{ij} les covariances conditionnelles ($i = \overline{1, M}, j = \overline{1, M}$ et $i \neq j$). Le choix de H_t est fait selon la définition des matrices D_t et R_t :

16. $\Phi(L) = I_m - \Phi^1 L - \dots - \Phi^{n_1} L^{n_1}$, où n_1 est l'ordre du processus VAR qui peut être déterminé par le test LR séquentiel. Chaque matrice de coefficients Φ^k (k allant de 1 à n_1) s'écrit :

$$\Phi^k L^k = \begin{bmatrix} \Phi_{11}^k L^k & \dots & \Phi_{1M}^k L^k \\ \vdots & \Phi_{ij}^k L^k & \vdots \\ \Phi_{N1}^k L^k & \dots & \Phi_{NN}^k L^k \end{bmatrix}$$

17. 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).

$$D_t = \text{diag}[h_{11t}^{1/2} \cdots h_{MMt}^{1/2}] \text{ et } R_t = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1Mt} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{M1t} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & \rho_{12t} \sqrt{h_{11t} h_{22t}} & \cdots & \rho_{1it} \sqrt{h_{11t} h_{iit}} & \cdots & \rho_{1Mt} \sqrt{h_{11t} h_{MMt}} \\ \rho_{21t} \sqrt{h_{11t} h_{22t}} & h_{22t} & \cdots & \rho_{2it} \sqrt{h_{22t} h_{iit}} & \cdots & \rho_{2Mt} \sqrt{h_{22t} h_{MMt}} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{j1t} \sqrt{h_{11t} h_{jjt}} & \rho_{j2t} \sqrt{h_{22t} h_{jjt}} & \cdots & \rho_{jit} \sqrt{h_{jjt} h_{iit}} & \cdots & \rho_{jMt} \sqrt{h_{jjt} h_{MMt}} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{N1t} \sqrt{h_{11t} h_{MMt}} & \rho_{M2t} \sqrt{h_{22t} h_{MMt}} & \cdots & \rho_{Mit} \sqrt{h_{MMt} h_{iit}} & \cdots & h_{MMt} \end{bmatrix}$$

où ρ_{ij} est la corrélation conditionnelle dynamique (CCD) entre les marchés i et j .

Le choix du modèle assure une matrice des variances-covariances définie positive et permet de saisir la transmission en variance et en covariance. Cependant, les modèles d'Engle *et al.* (2001) et Tse *et al.* (2002) n'intègrent pas les effets de la transmission en variance sur la corrélation conditionnelle. De plus, ces modèles donnent une structure linéaire à la dynamique des corrélations et imposent une dynamique similaire aux équations de la corrélation conditionnelle¹⁸. Nous utilisons une représentation BEKK Diagonal asymétrique avec des modifications pour la transmission en variance et les bris structurels dans la variance. Nous appelons ce modèle VAR-BEKK-BSV. Une façon additionnelle d'estimer la transmission entre les marchés est introduite par la définition d'un mouvement supplémentaire dans le moment d'ordre deux¹⁹. L'écriture matricielle de H_t est la suivante :

$$H_t = C^{rr} C + \sum_{i=1}^p A_i^{rr} u_{t-i} u_{t-i}^{rr} A_i + \sum_{j=1}^q B_j^{rr} H_{t-j} B_j$$

$$+ \sum_{i=1}^p G_i^{rr} u_{t-i} u_{t-i}^T * D_{M-i} D_{M-i}^{rr} G_i + T^T u_t u_t^T T$$
(5)

où C , A_i , B_j et G_j sont des matrices de coefficients des équations des variances et covariances conditionnelles, D_{M-1} est un vecteur de dimension M formé de variables indicatrices (d_{it}) tel que $(d_{it}) = 1$ lorsque $u_{it} < 0$ et $(d_{it}) = 0$ sinon, * est le produit

18. Cette restriction est imposée par les paramètres de pondération dans les équations de corrélations dynamiques. En outre, les modèles DCC présentent l'attrait d'une estimation en deux étapes et la possibilité de différentes spécifications de la variance conditionnelle telles que le processus PARCH ou FIGARCH à mémoire longue.

19. Edwards (1998) a utilisé une modélisation GARCH pour examiner l'effet de la hausse des taux d'intérêt en 1994 au Mexique, et pour mesurer la transmission vers l'Argentine et le Chili. Également, Park et Song (2001) appliquent une modélisation de type GARCH pour tester la transmission de la volatilité entre les marchés des changes des pays asiatiques durant la crise de 1997-1998.

élément par élément; et u_t le vecteur des innovations et p et q sont les ordres des processus GARCH des équations de variances-covariances conditionnelles. La matrice $C^{tr} C$ intègre les bris structurels dans la variance. Sa construction est telle que $C^{tr} C$ soit semi-définie positive²⁰. Chaque élément de la diagonale s'écrit :

$$\{C_{jj}\} = \omega_{0j} + \sum_{i=1}^{R_j} \omega_{ji} S_{jt}^i. \quad (6)$$

T est la matrice des coefficients de transmission en variance entre les marchés. Elle est de dimension $M \times M$ et chacun de ses éléments tv_{ij} introduit la transmission en variance du marché i vers le marché j (voir annexe 1).

1.2.1 Estimation du modèle

Le VAR-BEKK-BSV est estimé 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 du processus BEKK. Cette estimation en deux étapes est autorisée au regard du caractère bloc-diagonal de la matrice des variances-covariances des coefficients VAR et BEKK. En considérant que le vecteur des erreurs u_t suit conditionnellement une loi normale multivariée, 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 sa fonction de L_{Nb} log-vraisemblance :

$$\begin{aligned} \log(L_{Nb}) &= \sum_{t=1}^{Nb} \log(f_t(r_t/\Omega_{t-1}; \nu)), \\ \log(f_t(r_t/\Omega_{t-1}; \nu)) &= \frac{M}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log(\text{Det}(H_{t,\nu})) - \frac{(u_t)^{tr} (H_{t,\nu})^{-1} u_t}{2}, \quad (7) \\ \log(L_{Nb}) &= \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{Nb} \left[M \log(2\pi) + \log(\text{Det}(H_{t,\nu})) + (u_t)^{tr} (H_{t,\nu})^{-1} u_t \right] \end{aligned}$$

où N_b le nombre d'observations dans l'échantillon, M le nombre de marchés, $\theta = \text{vech}(A, B, C, G \text{ et } T)$ le vecteur des paramètres inconnus 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 multivariée. Pour cette raison, le vecteur paramètre θ est estimé par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance (QML) de Bollerslev et Wooldrige (1992). L'optimisation est obtenue par l'algorithme

20. La construction de H_t doit également satisfaire toutes les restrictions de non-négativité et de stationnarité des processus de type GARCH. La condition de stationnarité est : $\sum_{i=1}^p \alpha_{ij} + \sum_{j=1}^q \beta_{ij} + 0,5 \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} < 1$.

BHHH (Berndt *et al.* 1974) adapté aux maximisations non linéaires (Engle et Kroner, 1995).

1.3 Tests d'absence de transmission et tests de stabilité des corrélations

1.3.1 Tests d'absence de transmission en moyenne et en variance

Le test d'absence de transmission en moyenne (TATM) entre le marché i et le marché j revient à tester l'hypothèse de nullité des coefficients Φ_{ij}^k (k allant de 1 à n_1). L'hypothèse nulle d'absence de transmission en moyenne du marché i vers le marché j est définie comme suit :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_{0,i \rightarrow j}^{t1} : \Phi_{ij}^1 = \Phi_{ij}^2 \dots \Phi_{ij}^{n1} = 0 \\ H_{1,i \rightarrow j}^{t1} : \Phi_{ij}^1 \neq 0 \text{ ou } \dots \text{ ou } \Phi_{ij}^2 \neq 0 \dots \text{ ou } \Phi_{ij}^{n1} \neq 0 \end{array} \right. \quad (8)$$

La statistique du test est similaire au test de la causalité au sens de Granger (Lütkepohl, 2005). Sous l'hypothèse nulle $H_{0,i \rightarrow j}^{t1}$, la statistique du test suit un $\chi^2(n_1)$.

Pour les tests d'absence de transmission en variance TATV, nous utilisons un test de rapport de vraisemblance LR entre le modèle complet et le modèle contraint de non-transmission en variance.

- Test d'absence de transmission en variance du marché i vers le marché j :

$$\left\{ \begin{array}{ll} H_{0,i \rightarrow j}^{t2} : tv_{ij} = 0 & \text{Absence de transmission en variance} \\ & \text{du marché } i \text{ vers le marché } j, \\ H_{1,i \rightarrow j}^{t2} : tv_{ij} \neq 0 & \text{Transmission en variance du marché } i \text{ vers le marché } j. \end{array} \right. \quad (9)$$

Sous l'hypothèse nulle $H_{0,i \rightarrow j}^{t2}$, la statistique du test $LR_1 \rightsquigarrow \chi^2(1)$.

- Test joint d'absence de transmission en variance entre le marché i et le marché j :

$$\left\{ \begin{array}{ll} H_{0,i \leftrightarrow j}^{t3} : tv_{ij} = tv_{ji} = 0 & \text{Absence de transmission en variance} \\ & \text{entre les marchés } i \text{ et } j, \\ H_{1,i \leftrightarrow j}^{t3} : tv_{ij} \neq 0 \text{ et } tv_{ji} \neq 0 & \text{Transmission en variance entre} \\ & \text{les marchés } i \text{ et } j. \end{array} \right. \quad (10)$$

Sous l'hypothèse nulle $H_{0,i \leftrightarrow j}^{t3}$, la statistique du test $LR_2 \rightsquigarrow \chi^2(2)$. Cette hypothèse soupçonne l'absence de dépendance du second degré entre les deux marchés i et j : d'où aucune transmission de turbulence entre les deux marchés.

1.3.2 Test de stabilité des corrélations et test de non-contagion

L'existence de régimes de variances non conditionnelles implique l'existence d'une corrélation non conditionnelle à chaque régime. En effet, au cours d'un régime k d'un marché i , la variance conditionnelle de ce marché converge vers la variance non conditionnelle estimée par $\frac{\hat{\Omega}_0 + \hat{\Omega}_{ik}}{1 - \phi_i}$. Sa covariance conditionnelle avec un marché (j) et la variance conditionnelle du marché (j) convergent également vers des valeurs non conditionnelles. Il existe donc entre les marchés (i) et (j) un régime de corrélation non conditionnelle spécifique au régime de variance. Lorsqu'une crise apparaît sur le marché (i), sa variance non conditionnelle augmente et par la même occasion sa corrélation avec le marché (j). Selon notre définition de la théorie non contingente des crises, il y a contagion uniquement si la corrélation non conditionnelle en période de crise est significativement supérieure à la corrélation non conditionnelle du régime. Nous proposons d'effectuer ce test de contagion en deux étapes. Premièrement, nous testons la stabilité de la corrélation à l'intérieur du régime, ce qui consiste à tester l'égalité entre la moyenne de la corrélation conditionnelle des marchés (i) et (j) en période de crise et la moyenne en dehors de cette période de crise. Deuxièmement, lorsqu'il y a non-stabilité de la corrélation, nous testons la contagion du marché (i) vers le marché (j) sur la base d'un test de Student unilatéral d'une moyenne de corrélation significativement supérieure à la moyenne avant et après la période de crise.

- Test de stabilité de la corrélation :

Nous utilisons un test d'égalité des moyennes des corrélations en sous-périodes basé sur l'analyse de la variance inter et intrapériodes. Si les moyennes de corrélations des trois sous-périodes sont égales, alors les variabilités intrapériode et interpériode ne sont pas sensiblement différentes. Pour tenir compte de la non-homogénéité de la variance dans chaque sous-période, Welch (1951) construit la statistique de Fisher suivante :

$$F^* = \frac{\sum_{g=1}^G w_g (\bar{C}_{ij}^g - \bar{C}_{ij}^*)^2 / (G-1)}{1 + \frac{2(G-2)}{G^2-1} \sum_{g=1}^G \frac{(1-\zeta_g)^2}{n_g-1}} = \frac{\sum_{g=1}^3 w_g (\bar{C}_{ij}^g - \bar{C}_{ij}^*)^2 / 2}{1 + \frac{1}{4} \sum_{g=1}^3 \frac{(1-\zeta_g)^2}{n_g-1}} \quad (11)$$

où \bar{C}_{ij}^g la corrélation conditionnelle entre deux marchés quelconques au cours de la période g (de taille n_g), G le nombre de périodes distinctes qui dans notre cas est égal à 3, $w_g = n_g / s^2$ sont les poids normalisés, $\zeta_g = w_g / \sum_{k=1}^G w_k$ et $\bar{C}_{ij}^* = \sum_{g=1}^G \zeta_g \bar{C}_{ij}^g$ la moyenne pondérée. Sous l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes des corrélations des trois sous-périodes, la statistique F^* suit une $F(2, dl_1)^{21}$.

21. $dl_1 = \frac{G^2-1}{3 \sum_{g=1}^G \frac{(1-\zeta_g)^2}{n_g-1}} = \frac{8}{3} \left(\sum_{g=1}^3 \frac{(1-\zeta_g)^2}{n_g-1} \right)^{-1}$

Soit \bar{C}_{ij}^{crise} la moyenne de corrélation conditionnelle en période de crise, $\bar{C}_{ij}^{précrise}$ la moyenne de corrélation conditionnelle en période commençant en début du régime et précédant la crise et $\bar{C}_{ij}^{postcrise}$ la moyenne de corrélation conditionnelle depuis la fin de la crise jusqu'à la fin du régime.

En utilisant la statistique du test d'égalité des moyennes (15), nous construisons le test suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_{0,i \rightarrow j}^{c1} : \bar{C}_{ij}^{crise} = \bar{C}_{ij}^{précrise} = \bar{C}_{ij}^{postcrise} \\ H_{1,i \rightarrow j}^{c1} : \text{Non } H_{0,i \rightarrow j}^{c1} \end{array} \right. \quad (12)$$

$H_{0,i \rightarrow j}^{c1}$ est l'hypothèse nulle de stabilité de la corrélation et $H_{1,i \rightarrow j}^{c1}$ l'hypothèse alternative. Lorsque l'hypothèse nulle de stabilité est rejetée, nous effectuons le test de contagion du marché (i) vers le marché (j).

- Test de non-contagion du marché (i) vers le marché (j) :

Ce test est basé sur le test unilatéral de Welch-Satterthwaite. Il teste l'égalité simultanée de \bar{C}_{ij}^{crise} avec $\bar{C}_{ij}^{précrise}$ et l'égalité de \bar{C}_{ij}^{crise} avec $\bar{C}_{ij}^{postcrise}$. Il y a non contagion du marché (i) vers le marché (j) lorsque la corrélation moyenne \bar{C}_{ij}^{crise} n'est pas significativement supérieure à $\bar{C}_{ij}^{précrise}$ et n'est pas significativement supérieure à $\bar{C}_{ij}^{postcrise}$ 22. Les hypothèses du test sont :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_{0,i \rightarrow j}^{c2} : \bar{C}_{ij}^{crise} = \bar{C}_{ij}^{précrise} \\ H_{1,i \rightarrow j}^{c2} : \bar{C}_{ij}^{crise} > \bar{C}_{ij}^{précrise} \end{array} \right. \text{ et } \left\{ \begin{array}{l} H_{0,i \rightarrow j}^{c3} : \bar{C}_{ij}^{crise} = \bar{C}_{ij}^{postcrise} \\ H_{1,i \rightarrow j}^{c3} : \bar{C}_{ij}^{crise} > \bar{C}_{ij}^{postcrise} \end{array} \right. \quad (13)$$

Nous utilisons la statistique de Welch-Satterthwaite avec variance non homogène : sous l'hypothèse nulle $H_{0,i \rightarrow j}^{c2}$, la statistique

$$t_1 = \sqrt{F^*} = \sqrt{w_{crise} (\bar{C}_{ij}^{crise} - \bar{C}_{ij}^*)^2 + w_{précrise} (\bar{C}_{ij}^{précrise} - \bar{C}_{ij}^*)^2} \quad \text{et}$$

$t_1 \rightsquigarrow t - Student (dl_2)$ 23. Sous l'hypothèse nulle $H_{0,i \rightarrow j}^{c3}$, la statistique

$$t_2 = \sqrt{F^*} = \sqrt{w_{crise} (\bar{C}_{ij}^{crise} - \bar{C}_{ij}^*)^2 + w_{postcrise} (\bar{C}_{ij}^{postcrise} - \bar{C}_{ij}^*)^2} \quad \text{et } t_2 \rightsquigarrow t - Student (dl_3).$$

Si $t_1 > t_\pi - Student (dl_2)$ et $t_2 > t_\pi - Student (dl_3)$ au seuil π de signification du test (le seuil peut être 1 %, 5 % ou 10 %), on rejette les hypothèses nulles $H_{0,i \rightarrow j}^{c2}$ et $H_{0,i \rightarrow j}^{c3}$ et on accepte les hypothèses alternatives $H_{1,i \rightarrow j}^{c2}$ et $H_{1,i \rightarrow j}^{c3}$. Il y a alors contagion du marché (i) vers le marché (j).

22. Pour être en mesure de comparer les moyennes, le test t standard suppose que les deux échantillons indépendants sont tirés de deux populations normales d'égale variance. Tenant compte du problème de Behrens-Fisher, nous préférons l'utilisation du test modifié de Welch (1938) et Satterthwaite (1946).

23. $dl_2 = \left(\frac{(1-\zeta_{crise})^2}{n_{crise} - 1} + \frac{(1-\zeta_{précrise})^2}{n_{précrise} - 1} \right)^{-1}$ et $dl_3 = \left(\frac{(1-\zeta_{crise})^2}{n_{crise} - 1} + \frac{(1-\zeta_{postcrise})^2}{n_{postcrise} - 1} \right)^{-1}$.

En outre, Dungey et Zhumabekova (2001) montrent que le test de contagion basé sur la stabilité de la corrélation est très sensible à la taille relative de la période de crise par rapport aux périodes calmes. La contagion est souvent détectée en période de crise en raison de sa taille réduite par rapport à la période dite normale ou calme. Billio et Pelizzon (2003) critiquent également la manière arbitraire de définir la date de fin de crise. Pour tenir compte de ces remarques, nous effectuons une analyse de la robustesse du test de stabilité de la corrélation et du test de non-contagion par rapport au choix de la date du début de crise et la taille de chacune des trois sous-périodes.

2. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Maintenant, nous présentons une analyse descriptive des données (section 2.1), l'utilisation de l'algorithme ICSS hétéroscédastique pour la détermination des bris structurels dans la variance (section 2.2). Nous procédons à l'estimation des modèles GARCH bivarié et trivarié (section 2.3). Enfin, nous terminons par les tests de transmission et l'analyse de la contagion basée sur les tests de corrélation. (section 2.4).

2.1 *Présentation des données et analyse statistique*

Pour chaque marché, nous utilisons les indices suivants : FTSE100 (Royaume-Uni), DAX30 (Allemagne), CAC40 (France), SMI (Suisse), SP500 (États-Unis), TSX Composite (Canada), Nikkei225 (Japon), Hang Seng (Hong Kong), Seoul Composite (Corée du Sud), Straits-Times (Singapour) et KLSE Composite (Malaisie). Pour les marchés émergents, nous avons limité notre échantillon aux pays asiatiques pour lesquels les données sont disponibles au plus tard à partir de 1990. Nous n'avons pas considéré les pays d'Amérique latine car des données disparates existent seulement à partir de 1994. Les indices utilisés sont en données hebdomadaires et en dollar américain et représentent la valeur à la fermeture du marché chaque vendredi²⁴. L'utilisation des valeurs d'indices en dollar américain suppose que les investisseurs internationaux se sont préalablement couverts contre le risque de change²⁵.

Les statistiques descriptives des séries montrent qu'en moyenne, le rendement est proche de zéro. Toutefois, il est de 10 % pour le marché de Hong Kong. Les marchés émergents sont caractérisés par une plus forte variance comparativement aux marchés développés. La volatilité des marchés émergents est de 1,8 % en moyenne, alors qu'elle ne dépasse par 1,2 % en Europe et 1 % en Amérique du

24. Lorsque ce jour est férié, nous avons considéré le dernier jour ouvrable avant le vendredi. Les données proviennent de Thomson-Financial et Datastream.

25. Pour étudier l'impact du risque de change sur les comouvements des marchés, il aurait fallu utiliser les rendements en monnaie locale. Cependant, ce point ne fait pas l'objet de cette étude. Pour une analyse spécifique aux effets du risque de change sur l'interdépendance des marchés, voir Dumas et Solnik (1995) et De Santis et Gerard (1998)

Nord. Le coefficient d'asymétrie (*skewness*) est non nul et négatif pour la plupart des séries, traduisant le comportement asymétrique des rendements (excepté pour le Japon et la Malaisie). Le coefficient d'aplatissement (*kurtosis*) est supérieur à la valeur normale, indiquant l'occurrence des valeurs extrêmes et la présence d'hétéroscédasticité dans les séries. Nous remarquons également l'existence d'autocorrélation sérielle du premier et du second ordre. Ces dépendances linéaires et non linéaires confirment l'imperfection des marchés²⁶ (tableau 1).

2.2 Bris structurels dans la variance

L'algorithme ICSS hétéroscédastique détecte un nombre de bris structurels dans la variance allant de 2 à 6²⁷. Bien que globalement les dates soient distinctes, elles correspondent dans certains cas à des événements majeurs dans le monde de la finance telle que les périodes de turbulences et de crises boursières. Par exemple, la volatilité des marchés mesurée par la variance non conditionnelle est élevée au États-Unis, au Royaume-Uni, en France et en Allemagne avant 1990. Également, les évolutions des régimes de variance des marchés allemand et français sont similaires; ces deux marchés sont en régime de forte turbulence après le lancement de la monnaie unique (tableau 1A en annexe 2). Ainsi, l'instabilité des marchés de la zone euro est constatée entre 1999 et 2000 au cours de la forte dépréciation de l'euro par rapport au dollar. De même, la période autour de la crise asiatique de 1997 est caractérisée par des régimes de forte volatilité sur l'ensemble des marchés. Le début des années deux mille désigne aussi une période de forte volatilité suite à la crise technologique, dont les effets se sont poursuivis jusqu'à 2003. Enfin, la période 2004-2006 est calme pour l'ensemble des marchés (graphiques 1 et 2 en annexe 3). De même, des crises politiques peuvent être à l'origine d'une déstabilisation d'un marché; ceci est le cas pour les événements de Tienanmen en Chine. Nous remarquons que le marché de Hong Kong a observé une hausse importante de sa volatilité entre le mois de mai et le mois de juillet 1989. Cette crise politique ne semble pas avoir perturbé les autres places boursières de la région. Ce constat nous invite à la prudence : une crise sur un marché n'est pas forcément contagieuse et sa transmission aux autres marchés dépend de sa nature, du degré de réaction des marchés, des autorités financières et des éléments de régulation mis en place pour la résorber ou pour l'atténuer.

26. Les séries de rendements logarithmiques sont stationnaires en moyenne (au regard des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté et Phillips-Peron). Toutefois, malgré l'utilisation du filtre logarithmique, les séries de rendement ne sont pas stationnaires en variance. La puissance du test d'effet ARCH comparativement aux tests de racine unité détecte cette non-stationnarité en variance.

27. Un premier résultat prévisible de l'utilisation de ces variables de bris structurel est la réduction des estimations des coefficients dans les équations de la variance conditionnelle. Ainsi, nous obtenons une mesure adéquate de la persistance des chocs de volatilité (Aggarwal *et al.* 1999; Ewing et Malik, 2005). En étudiant des marchés émergents d'Asie et d'Amérique latine, Aggarwal *et al.* (1999) arrivent à des réductions significatives dans la mesure de persistance des chocs de volatilité. De même, Ewing et Malik (2005) ont utilisé une méthodologie équivalente pour déterminer le changement de tendance de la volatilité des indices boursiers et aboutissent aux mêmes conclusions concernant l'effet sur la persistance.

TABLEAU 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES RENDEMENTS HEBDOMADAIRES EN DOLLAR AMÉRICAIN

	Moyenne	Maximum	Minimum	Variance	Asymétrie	Aplatissement	Statistique de Jarque-Bera	Q(20) ^a	Q ² (20)	Nombre d'observations
Royaume-Uni	0,082	4,891	-8,103	1,026	-0,445	7,345	941,774	24,636	39,266*	1149
Allemagne	0,092	6,034	-6,783	1,399	-0,269	4,435	112,536	23,061	175,630*	1149
France	0,051	4,792	-6,004	1,314	-0,242	4,053	56,867	19,275	124,890*	1016
Suisse SUI	0,088	5,864	-5,462	1,092	0,005	5,248	202,977	16,181	84,216*	964
États-Unis	0,081	3,254	-5,652	0,920	-0,714	6,772	778,794	36,471*	173,177*	1149
Canada	0,068	3,974	-7,293	0,983	-0,773	7,778	1207,182	33,731	118,010*	1149
Japon	0,043	5,913	-5,861	1,405	0,017	4,596	122,052	26,866	175,700*	1149
Hong Kong	0,107	6,050	-18,287	1,555	-1,861	21,890	17 746,930	40,312*	141,13*	1149
Corée du Sud	-0,009	12,269	-24,488	2,377	-1,247	20,513	10 234,940	73,793*	207,610*	785
Singapour	0,068	10,269	-12,941	1,364	-0,590	16,111	7155,097	34,226	267,050*	991
Malaisie	0,034	15,102	-12,910	1,671	-0,264	19,328	12 776,880	80,218*	358,970*	1149

Note : a Q(20), Q²(20) les statistiques de Ljung-Box des rendements et rendements carrés.

***, ** et * statistique significative aux seuils 1 %, 5 % et 10%.

Également, ces bris structurels dans la volatilité des marchés témoignent des modifications réglementaires sur les marchés financiers. L'introduction des ADR²⁸ et des fonds souverains sont un des exemples de changement de législation et de libéralisation qui contribue à la transformation du niveau d'incertitude sur les marchés boursiers (Foerster et Karolyi, 1999 et Bekaert, Harvey, Lumsdaine, 2002). En résumé, l'existence de ces régimes est une indication de bris structurel dans le processus de la variance. Ils fournissent une approximation des limites des périodes calmes et des périodes turbulentes. L'intérêt dans la distinction de ces régimes de variance est donc de modéliser plus fidèlement la volatilité sur chaque marché, d'éviter le biais de surestimation de la persistance de la volatilité et de fournir des mesures plus vraisemblables des corrélations croisées entre les marchés en périodes calmes et en périodes agitées.

2.3 Estimation des modèles multivariés

La nature des données atteste du phénomène de regroupement de la volatilité²⁹ et suggère l'utilisation de processus de type GARCH permettant une modélisation fidèle de la volatilité des marchés³⁰. À ce titre, dans une première étape, nous avons estimé les variances conditionnelles dans un cadre univarié avec une spécification GJR-GARCH(1,1). L'introduction des points de rupture de la variance dans les équations de la variance conditionnelle réduit l'estimation de la persistance des chocs de la volatilité. Ce résultat important signifie que l'omission des points de rupture dans les modèles standards est à l'origine d'un biais important³¹. À présent, nous estimons les paramètres du modèle multivarié. Un préalable à l'estimation des paramètres MGARCH est la détermination de l'ordre n_j des processus VAR appliqués aux rendements. L'intérêt est de nettoyer les séries de rendements des autocorrélations temporelles et des autocorrélations croisées entre les marchés. Nous adoptons la procédure itérative basée sur le test LR séquentiel de Lütkepohl (2005) pour le choix de n_j .

28. Les entreprises étrangères souhaitant être coté aux États-Unis le font le plus souvent sous forme d'ADR (*American Depositary Receipt*). Des certificats nominatifs sont émis par une banque américaine en contrepartie du dépôt d'un certain nombre d'actions étrangères sur ses livres. La banque gère pour le compte de l'émetteur les flux de dividendes et le registre des détenteurs. Les ADR sont classés selon le niveau d'informations exigé par l'autorité boursière américaine. Dans une échelle allant de 1 à 4, le niveau 3 correspondant à une cotation complète.

29. À l'origine de la forte occurrence des valeurs extrêmes, des distributions empiriques plus pointues et à queues épaisses.

30. Nous avons utilisé la programmation sous EVIEWS pour l'implémentation de l'algorithme ICSS modifié, le modèle VAR-BEKK-BSV et les différents tests multivariés.

31. Les estimations univariées ont portés sur des processus AR(p) des équations de la moyenne conditionnelle et GJR-GARCH(1,1) dans les équations des variances conditionnelles. Les ordres de chaque processus ont été choisis au regard du test LR. Le choix du processus GJR-GARCH se justifie par la spécificité d'asymétrie de la volatilité des marchés. Pour ne pas encombrer le document, ces résultats ne sont pas donnés et sont disponibles auprès des auteurs.

2.3.1 *Modèle bivarié*

Dans un premier temps nous avons estimé un modèle bivarié dont nous cherchons les transmissions en moyenne et en variance entre le marché américain et chacun des autres marchés³². Dans cette première étape, les VAR bivariés ont un ordre qui varie de 2 à 7. Le test Ljung-Box bivarié (Lütkepohl, 2005 : 169) appliqué aux résidus VAR (n_t) confirme l'absence d'autocorrélations en niveau. Cependant, le test ARCH-LM bivarié (Johansen, 1995 : 22) des résidus carrés montre l'existence d'autocorrélations du second degré. La présence d'hétéroscédasticité dans les résidus justifie la modélisation MGARCH de la matrice des variances-covariances (tableau 2).

Dans les modèles bivariés, les estimations des coefficients VAR montrent une causalité au sens de Granger du marché américain vers les autres marchés (tableau 2A en annexe 2). Parmi les marchés les plus sensibles aux chocs américains il y a le marché allemand (45 %), le marché de Hong Kong (42 %) et le marché français (41 %). Les autres marchés subissent en moyenne 30 % des chocs américains. Ces transmissions en moyenne sont persistantes et significatives pour deux périodes au moins. En effet, le rendement américain décalé de deux périodes influence les rendements sur les marchés européens en moyenne de 12 %; il influence plus largement les marchés asiatiques en moyenne de 15 %. Il faut noter la grande influence des performances du marché américain sur les marchés asiatiques, un effet lié à au développement des ADR par exemple³³.

Par ailleurs, hormis les marchés britannique, allemand et français, il n'y a aucun effet *feedback* de transmission en moyenne de ces marchés vers le marché américain. Également, ces transmissions des marchés européens vers le marché américain sont de faibles amplitudes (moins de 5 % en moyenne). D'ailleurs, le test de causalité au sens de Granger accepte l'hypothèse nulle d'absence de causalité des marchés européens et/ou asiatiques vers le marché américain. Ces résultats confirment le caractère global des chocs américains. Ce marché occupe donc le rôle de marché locomotive auquel s'agrègent tous les autres marchés y compris les marchés développés européens.

32. Le classement des marchés en termes de part dans la capitalisation mondiale place le marché américain largement en tête avec 32 % en fin 2005, suivi des marchés japonais et britannique. Entre 1990 et 2005, la part de la capitalisation du marché américain s'est maintenue aux environs de 30 %, celle des marchés européens (Royaume-Uni, Allemagne, France et Suisse) est passée de 20 % à 25 % alors que la part du marché japonais a été divisée par trois en passant de 30 % à seulement 10 %. Bien que la part des marchés des pays émergents soit relativement faible, elle est en progression malgré la chute de ces marchés après la crise asiatique entre 1997 et 1998. Cette configuration octroie au marché américain le rang d'un marché leader auquel s'agrègent les autres marchés boursiers. *A priori*, la taille et l'importance du marché américain devrait conduire à des transmissions significatives des chocs et des chocs de volatilité américains. Les chocs américains deviennent des facteurs communs entre tous les marchés. Le comouvement entre deux marchés est déterminé par les influences existantes entre ces deux marchés et les effets exercés par les chocs américains simultanément sur ces deux marchés.

33. La Corée du Sud et la Malaisie sont parmi les premiers pays d'Asie du Sud-Est où sont introduits les fonds souverains en 1984 et 1987 ainsi que les ADR en 1990 et 1992 (voir Bekaert *et al.*, 2002).

TABLEAU 2
ORDRE DU PROCESSUS VAR ET TESTS DE DIAGNOSTICS DES RÉSIDUS VAR BIVARIÉ

Pays	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
n_1	6	6	3	3	3	2	6	7	3	5
$LM(10)$	7,579	6,372	1,533	2,279	1,531	4,813	5,938	5,484	3,212	3,634
$LB(10)$	23,246	31,173	50,268	40,312	23,612	31,116	14,967	12,950	49,117	36,164
$LM-ARCH u_{EUA}^2$	299,9*	329,5*	225,7*	115,6*	214,8*	159,63*	300,8*	219,8*	112,5*	166,1*
$LM-ARCH u_i^2$	291,4*	355,7*	151,9*	193,4*	209,4*	100,0*	590,1*	527,9*	71,0*	160,3*
$LM-ARCH u_{EUA}^2 u_i^2$	282,7*	299,1*	168,0*	116,4*	200,7*	68,5*	295,7*	303,3*	115,0*	66,9*

NOTE : Royaume-Uni (RU), Allemagne (ALL), France (FRA), Suisse (SUI), Canada (CAN), Japon (JAP), Hong Kong (HKG), Corée du Sud (COR), Singapour (SIN) et Malaisie (MAL). LM est la statistique du test d'auto-corrélation de Johansen (1995). Sous l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation LM suit un $\chi^2_{(4)}$, LB est la statistique du test Portemanteau bivarié. Sous l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation LB suit un $\chi^2_{(4(12-n_1))}$. LM-ARCH est la statistique du test ARCH multivarié. Sous l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscedasticité, la statistique LM-ARCH suit un $\chi^2_{(q+k^2(k+1)^2/4)}$.

* statistique significative au seuil de 1 %.

Concernant les estimations des coefficients de transmission en variance, il y a un effet significatif du marché américain vers tous les autres marchés développés et émergents (Europe, Canada et Japon). En moyenne, la volatilité du marché américain contribue à 8 % dans la volatilité des marchés européens. Un effet *feedback* de moindre ampleur existe pour les marchés britannique, français, allemand et canadien. Nous soulignons également une exposition significative des marchés japonais et de Hong Kong aux turbulences du marché américain. Par ailleurs, les marchés émergents ne sont pas très sensibles à la volatilité du marché américain. Ce fait indique leur réaction à la volatilité régionale émise par le marché japonais et/ou de Hong Kong.

Un autre résultat non moins important est relatif à la mesure de persistance des chocs de volatilité. En effet, la persistance est en moyenne estimée à 70 %, alors que cette valeur avoisine les 99 % avec le modèle BEKK standard. Le modèle corrigé montre donc des chocs de volatilité moins durables. Ainsi, la mesure de la demi-vie des chocs de volatilité est au maximum de cinq semaines; celle-ci est encore plus courte pour les marchés asiatiques : trois semaines en moyenne. Dans le cas du modèle BEKK standard la demi-vie est largement surestimée : jusqu'à 185 semaines. Grâce à la correction du bris structurel, nos estimations de la corrélation conditionnelle dynamique sont exemptes du biais d'hétéroscédasticité et de la surévaluation de la persistance. La validité de l'existence de bris structurel dans le régime de variance est confirmée par la statistique du test LR (tableau 3).

2.3.2 *Modèle trivarié*

Étant donné les résultats de la section précédente, nous adoptons ici une modélisation trivariée dans laquelle le marché américain joue le rôle d'un facteur commun. Cette modélisation contribue à réduire le biais d'estimation causé par les facteurs omis. L'étude de la transmission en moyenne vient compléter les résultats précédents obtenus avec le modèle bivarié. Les panels A et B du tableau 4 donnent les estimations des coefficients φ_{ij} et de transmission en moyenne des deux premiers retards entre les couples de marché i et j . Le panel C fournit les statistiques du test d'absence de transmission en moyenne ou de causalité au sens de Granger. Les estimations des coefficients de transmission en variance et les statistiques des tests d'absence de transmission en variance sont données dans le tableau 5 (panels A, B et C).

Les résultats de la modélisation trivariée confirment la nature asymétrique des transmissions du marché américain vers les autres marchés. Il existe aussi une transmission du marché allemand vers les marchés britannique, suisse et japonais. Il y a à l'évidence une importante transmission à l'intérieur de la région asiatique : transmission des prix des marchés japonais et coréen vers les marchés de Hong Kong, Singapour et Malaisie. Par ailleurs, il n'apparaît pas de transmission en moyenne des marchés asiatiques vers les marchés développés d'Europe et d'Amérique du Nord. Les coefficients de transmission en moyenne avec deux retards sont également significatifs. Dans le cas du marché britannique et allemand, la

TABLEAU 3

TESTS DE TRANSMISSION EN VARIANCE, PERSISTANCE ET DIAGNOSTIC DES RÉSIDUS DES MODÈLES BIVARIÉS

Pays	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
Régime 1	1,039	1,563	2,282	1,149	0,641	0,951	1,433	1,835	0,715	3,240
Régime 2	0,540	0,768	0,806	0,812	1,344	1,743	1,476	20,356	13,392	1,113
Régime 3	0,504	1,482	1,410	0,901	2,007	0,947	4,223	7,148	1,123	20,186
Régime 4	0,464	2,587	1,528	0,449	0,997	-	1,228	2,352	0,715	2,790
Régime 5	-	0,829	0,961	-	-	-	0,768	-	6,749	0,795
Régime 6	-	-	0,541	-	-	-	0,485	-	1,264	0,308
Régime 7	-	-	-	-	-	-	-	-	0,400	-
tv^2_{EUAi}	6,45%*	6,78%*	10,85%*	7,42%*	4,31%*	12,96%*	12,42%*	20,03%*	3,68%***	2,11%
tv^2_{iEUA}	2,63%*	0,84%*	2,17%*	0,98%*	2,74%*	0,09%	0,03%	0,04%	0,03%	0,00%
LR^2	23,59*	10,88*	20,242*	10,194*	31,806*	18,698*	40,101*	8,509*	3,842	0,779
φ_i	79,27%	87,67%	84,55%	76,05%	86,44%	75,24%	75,43%	82,03%	75,41%	78,64%
$\varphi_{i,BEKK}$	96,77%	97,98%	98,46%	91,00%	99,55%	99,39%	99,24%	97,13%	98,13%	99,63%

TABLEAU 3 (suite)

TESTS DE TRANSMISSION EN VARIANCE, PERSISTANCE ET DIAGNOSTIC DES RÉSIDUS DES MODÈLES BIVARIÉS

Pays	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
DV_i	2,98	5,27	4,13	2,53	4,76	2,44	2,46	3,50	2,46	2,88
$DV_{i,BEKK}$	21,08	34,04	44,74	7,35	152,29	113,38	90,35	23,77	36,80	186,58
LR_{Bris}	84,25*	62,93*	56,75*	75,36*	263,86*	340,55*	244,55*	365,98*	124,66*	122,44*
LB	7,210	9,396	10,514	7,298	14,723	12,376	14,609	18,013	15,086	19,740
LM	12,830	11,185	10,608	12,268	15,594	10,589	5,170	5,180	5,823	12,677

NOTE : Le régime i désigne la variance non conditionnelle du marché j (en colonne) mesurée par FFFF, tv_{EUAi}^2 et tv_{iEUA}^2 sont les estimations des transmissions en variance entre le marché américain et le marché i . LR_2 est la statistique du test de rapport de vraisemblance d'absence de transmission en variance entre les deux marchés. φ_i et $\varphi_{i,BEKK}$ mesurent respectivement la persistance du marché i estimée avec notre modèle et le BEKK standard. DV_i et $DV_{i,BEKK}$ sont les mesures de la demi-vie. LR_{Bris} est un test de rapport de vraisemblance de notre modèle versus le modèle BEKK. Sous l'hypothèse nulle $LR_{Bris} = -2(\text{Log}l_{BEKK} - \text{Log}l_{modèle}) \rightsquigarrow \chi^2(4 + R_i)$, où R_i est le nombre de points de rupture dans la série du marché i . LB est la statistique du test Ljung-Box multivarié d'absence d'auto-corrélation des résidus. Sous l'hypothèse nulle $LM \rightsquigarrow \chi^2(20)$. LM est la statistique du test LM d'absence d'auto-corrélation des résidus carrés. Sous l'hypothèse nulle $LM \rightsquigarrow \chi^2(9)$.

*, **, *** statistique significative au seuil de 1 %, 5 %, 10 %.

transmission est significative également après cinq périodes, traduisant les effets des annonces mensuelles des informations macroéconomiques sur le marché américain telles que les chiffres du chômage, le moral des ménages et des entreprises, et l'inflation (Olson et Mossman, 2001). Ces retards prouvent que les informations disponibles sur ce marché mettent plus de deux semaines pour se diffuser à l'ensemble des autres marchés. Le décodage total de ces informations et donc leur assimilation par les intervenants des autres marchés est effectif au bout de cinq semaines. Il existe un temps de diffusion de cette information, de son interprétation et donc un coût est associé à l'information.

Concernant la transmission en variance, l'hypothèse d'absence de transmission en variance est rejetée dans le cas du marché américain vers les autres marchés. Ce résultat vient confirmer celui obtenu dans le cadre bivarié. Le modèle trivarié permettant par ailleurs d'apporter les corrections liées aux effets d'un marché tiers (panel A). De même, la transmission régionale est effective. Elle est indiscutable dans la zone euro et elle est également vérifiée avec un pays hors Union européenne (la Suisse). La géographie joue réellement un rôle économique et financier. En Asie, la transmission en variance est effective de Hong Kong vers les marchés du Japon, de la Corée du Sud, de Singapour et de la Malaisie, et du marché Japonais vers les marchés coréen et malais. Le panel B donne les statistiques du test LR_2 de transmission jointe entre les marchés. Dans l'ensemble, le test d'absence de transmission en variance entre les marchés montre une transmission intra-Europe, intra-Asie et une transmission d'Europe vers l'Asie, spécifiquement entre les marchés britannique, français et le marché de Hong Kong. Par ailleurs, la relation non linéaire dans la transmission en variance dans le modèle trivarié ne permet pas de mesurer l'impact exact des chocs exogènes de volatilité; l'amplitude de cette transmission est en partie donnée par l'estimation (panel C).

Ces estimations montrent une asymétrie dans la transmission : la part des chocs de volatilité du marché américain dans la volatilité des marchés européens varie dans un intervalle de 5,7 % à 7,5 %. L'effet *feedback* des marchés européens n'excède pas les 2 %. Pour la région Asie, la sensibilité aux chocs américains est comprise entre 5 % et 15,8 %, sans réciprocité significative. Les estimations montrent également que les incertitudes du marché canadien sont transmises au marché de Hong Kong (6,9 %) et au marché coréen (19,7 %). En Europe, nous mesurons la sensibilité des marchés allemand (1,3 %) et français (2,4 %) aux turbulences du marché britannique. Enfin, il existe des transmissions en variance à l'intérieur de la région Asie; spécialement des effets sensibles des incertitudes du marchés japonais sur le marché coréen (8,5 %) et du marché de Hong Kong sur les marchés de Corée (5,2 %) et de Malaisie (5,1 %). Le diagnostic des résidus du modèle trivarié basé sur le test LM ne détecte pas la présence d'autocorrélation du second ordre dans les résidus (panel D).

La sensibilité des marchés boursiers aux perturbations internationales nous rappelle l'existence de quelques effets pouvant être négatifs et qui sont liés à la libéralisation financière notamment pour les marchés émergents. À ce sujet, il

TABLEAU 4

COEFFICIENTS VAR DE TRANSMISSION EN MOYENNE DU MODÈLE TRIVARIÉ AVEC RETARDS DU 1^{ER} ET 2^E ORDRE

Panel A : Coefficients VAR de de transmission en moyenne (1^{er} retard) du marché en ligne (*i*) vers le marché en colonne (*j*)

	EUA	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
EUA	-0,059	0,394*	0,654*	0,541*	0,456*	0,237*	0,265*	0,391*	0,417*	0,318*	0,361*
RU	0,112**	-0,121**	0,125	0,078	0,073	0,026	0,154***	0,151***	0,025	0,144***	0,069
ALL	-0,033	-0,146*	-0,203*	-0,052	-0,181*	-0,008	0,003	-0,068	-0,068	-0,069	0,087
FRA	-0,016	0,024	0,095	-0,079	0,040	0,038	0,018	-0,015	0,076	0,016	-0,099
SUI	0,017	0,092**	-0,125***	-0,151**	-0,086	-0,017	-0,091	-0,038	0,064	0,030	0,050
CAN	-0,074	-0,076***	-0,195*	-0,199*	-0,142*	-0,128*	0,059	0,008	-0,255**	-0,080	0,043
JAP	0,008	-0,027	0,031	0,027	0,035	-0,018	-0,077***	0,006	0,111	-0,022	-0,116**
HKG	-0,002	-0,017	0,021	0,013	-0,017	0,025	-0,060	-0,061	0,017	0,001	0,058
COR	-0,004	-0,014	-0,042	-0,021	-0,005	-0,012	0,033	-0,013	-0,150*	-0,003	0,055***
SIN	-0,004	-0,005	-0,036	-0,025	-0,032	-0,044	-0,163*	0,018	-0,156***	-0,087	-0,076
MAL	0,000	-0,020	-0,014	-0,024	0,001	0,035	0,002	-0,026	0,043	0,051	-0,015

TABLEAU 4 (suite)

COEFFICIENTS VAR DE TRANSMISSION EN MOYENNE DU MODÈLE TRIVARIÉ AVEC RETARDS DU 1^{ER} ET 2^E ORDRE

Panel B : Coefficients VAR de de transmission en moyenne (2^e retard) du marché en ligne (*i*) vers le marché en colonne (*j*)

	EUA	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
EUA	0,051	0,155*	0,202*	0,225*	0,211*	0,129**	0,205**	0,148***	0,372*	0,157**	-0,040
RU	0,027	-0,010	0,111	0,078	0,054	0,048	0,131	0,140	0,193	0,082	0,139
ALL	-0,072	-0,061	-0,031	-0,028	-0,074	-0,031	-0,220*	-0,066	-0,056	-0,032	-0,040
FRA	0,008	-0,005	0,042	-0,028	0,008	-0,021	0,093	-0,025	-0,018	-0,025	-0,033
SUI	-0,015	-0,025	-0,068	-0,041	-0,068	-0,020	0,050	-0,018	-0,061	-0,086	-0,017
CAN	-0,012	-0,015	-0,116	-0,054	-0,055	-0,003	-0,105	-0,062	-0,010	-0,039	0,027
JAP	0,016	-0,002	-0,044	-0,013	-0,013	0,025	0,056	0,018	0,071	0,123*	0,109**
HKG	0,034	0,018	0,026	-0,044	0,069**	0,043	0,006	0,091***	-0,022	0,041	0,123**
COR	0,019	0,006	0,021	0,025	0,015	0,011	0,059	-0,015**	0,072	-0,001	0,038
SIN	0,031	-0,004	-0,065	-0,029	-0,055	-0,010	-0,044	-0,021	-0,121	-0,051	-0,094
MAL	-0,027	-0,005	0,045	0,043	-0,009	-0,001	0,002	-0,025	0,047	0,015	0,038

TABLEAU 4 (suite)

COEFFICIENTS VAR DE TRANSMISSION EN MOYENNE DU MODÈLE TRIVARIÉ AVEC RETARDS DU 1^{ER} ET 2^E ORDRE

Panel C : Test d'absence de transmission en moyenne (TATM) du marché en ligne (i) vers le marché en colonne (j)

	EUA	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
EUA	-	75,514*	97,214*	71,762*	81,552*	28,072	22,990*	27,896*	19,697*	23,270*	22,923*
RU	9,787	-	10,902	4,723	5,966	2,946	11,095	5,005	4,080	13,084***	10,135
ALL	6,507	18,456*	-	3,626	14,203***	4,327	14,625**	9,648	7,916	5,851	4,690
FRA	2,677	6,341	8,246	-	3,608	5,007	7,058	3,734	11,435	1,194	2,501
SUI	2,878	7,595	8,126	9,818	-	0,755	8,738	2,381	4,013	7,270	6,728
CAN	3,877	5,292	11,877	11,027	10,818	-	6,144	11,883	8,288	6,654	4,067
JAP	4,391	1,431	4,541	1,576	4,138	6,606	-	1,971	8,075	14,571**	19,930*
HKG	4,380	2,614	3,800	3,010	6,486	6,557	5,319	-	11,372	1,614	8,861
COR	2,471	8,303	6,449	4,117	2,369	4,945	13,231***	15,410**	-	41,479*	55,261*
SIN	1,966	7,635	4,333	3,993	4,911	5,225	12,326	6,235	15,096**	-	5,190
MAL	4,346	6,477	7,053	7,646	13,225	4,050	3,301	17,226*	15,719**	9,639	-

NOTE : Lecture : 40 % des chocs du marché américain sont transmis au marché britannique. La statistique TATM montre l'existence d'une causalité au sens de Granger significative au seuil de 1 % du marché américain vers le marché britannique. La causalité inverse n'est pas significative. *, ** et *** significatif au seuil 1 %, 5 % et 10 %.

TABLEAU 5
TRANSMISSION EN VARIANCE DU MODÈLE TRIVARIÉ

Panel A : Test LR_1 d'absence de transmission en variance ($TATV$) du marché en ligne (i) vers le marché en colonne (j).

	EUA	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
EUA	-	14,364*	14,147*	5,947**	18,423*	33,664*	5,999**	5,575**	6,672*	7,014*	11,397*
RU	3,619***	-	3,011***	4,237**	1,175	6,620**	0,035	8,457*	2,768***	0,732	2,639
ALL	2,317	0,089	-	3,807***	6,024**	3,885**	3,578***	10,909*	0,185	3,369***	1,042
FRA	2,599	1,756	1,245	-	5,036**	1,252	0,035	2,909***	0,426	1,438	0,566
SUI	0,898	0,007	5,646**	2,647***	-	2,889***	1,068	3,064***	1,141	8,018*	0,823
CAN	16,539*	24,478*	1,779	3,661***	0,071	-	2,894***	7,016*	2,758	2,218	0,674
JAP	2,221	4,613**	1,29	3,286***	0,001	1,501	-	0,175	6,340**	0,061	2,835***
HKG	0,660	0,225	1,813	5,538**	3,660***	0,438	10,157*	-	2,667	2,851***	22,485*
COR	0,655	1,689	2,665	0,114	0,520	3,659***	0,888	0,339	-	7,476*	0,117
SIN	0,761	1,161	0,045	1,111	1,178	0,069	2,812***	13,205*	2,957***	-	19,095*
MAL	0,068	2,065	1,890	1,891	0,870	1,788	0,239	0,690	4,779**	10,466*	-

TABLEAU 5 (suite)
TRANSMISSION EN VARIANCE DU MODÈLE TRIVARIÉ

Panel B : Test LR_2 d'absence de transmission jointe en variance entre le marché en ligne (i) et le marché en colonne (j).

	EUA	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
EUA	-	16,681*	17,779*	17,148*	20,432*	39,401*	7,947**	6,598**	7,419**	8,868**	13,154*
RU		-	3,081	8,755**	1,309	7,324**	4,652***	8,479**	6,551**	1,717	4,554
ALL			-	4,886***	7,297**	23,168*	1,018	3,606	3,157	3,273	2,359
FRA				-	12,451*	4,451	3,38	9,683*	1,145	3,417	3,524
SUI					-	3,868	1,07	0,869	1,147	1,806	1,008
CAN						-		8,791**	5,367***	2,644	2,368
JAP							-	23,381*	8,841*	3,742	2,839
HKG								-	5,525***	10,737*	8,003**
COR									-	7,308**	3,209
SIN										-	19,095*

TABLEAU 5 (suite)
TRANSMISSION EN VARIANCE DU MODÈLE TRIVARIÉ

Panel C : Estimation du coefficient de transmission en variance du marché en ligne (*i*) vers le marché en colonne (*j*) tv_{ij}^2 .

	EUA	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
EUA	-	5,70 %	6,60 %	7,13 %	7,50 %	4,50 %	4,90 %	5,10 %	15,79 %	6,61 %	14,39 %
RU	0,20 %	-	1,30 %	2,40 %	0,00 %	0,00 %	0,00 %	0,10 %	0,50 %	0,10 %	4,85 %
ALL	1,00 %	0,00 %	-	0,00 %	0,30 %	0,00 %	0,00 %	0,40 %	0,60 %	1,50 %	1,16 %
FRA	2,00 %	0,20 %	0,70 %	-	1,10 %	0,30 %	0,10 %	0,90 %	0,46 %	0,40 %	0,10 %
SUI	1,00 %	0,70 %	0,60 %	0,60 %	-	0,11 %	0,80 %	3,70 %	5,30 %	7,60 %	2,04 %
CAN	2,20 %	0,10 %	0,20 %	0,50 %	0,00 %	-	1,10 %	6,90 %	19,70 %	1,00 %	0,30 %
JAP	0,20 %	0,60 %	0,30 %	0,70 %	0,00 %	0,20 %	-	0,10 %	8,50 %	0,00 %	0,70 %
HKG	0,10 %	0,00 %	0,00 %	0,50 %	1,40 %	0,30 %	3,90 %	-	5,20 %	1,60 %	5,10 %
COR	0,11 %	0,10 %	0,20 %	0,13 %	1,42 %	0,50 %	0,02 %	0,10 %	-	12,16 %	0,38 %
SIN	0,10 %	0,10 %	0,10 %	0,10 %	0,00 %	0,00 %	1,60 %	0,50 %	0,85 %	-	0,40 %
MAL	0,03 %	0,22 %	0,43 %	0,20 %	1,09 %	0,30 %	0,24 %	0,20 %	5,20 %	1,00 %	-

TABLEAU 5 (suite)
TRANSMISSION EN VARIANCE DU MODÈLE TRIVARIÉ

Panel D : Test *LM* d'absence d'auto-corrélation des résidus carrés.

	RU	ALL	FRA	SUI	CAN	JAP	HKG	COR	SIN	MAL
RU		0,042	0,353	0,037	0,109	0,028	0,039	0,031	0,104	0,032
ALL			0,961	0,264	0,057	0,046	0,065	0,053	0,116	0,034
FRA				0,446	0,018	0,060	0,052	0,008	0,060	0,001
SUI					0,166	0,160	0,136	0,079	0,073	0,106
CAN						0,043	0,053	0,072	0,446	0,060
JAP							0,029	0,038	0,405	0,098
HKG								0,119	0,439	0,070
COR									0,131	0,540
SIN										1,087

NOTE : *, ** et *** significatif à 1 %, 5 % et 10 %.

faut reconnaître que dans le cas des pays émergents, les structures réelles (degré de diversification de l'économie, spécialisation et facteurs rares et technologiques) ont été déterminantes quant au succès des politiques de libéralisation. Pour les pays d'Asie du Sud-Est, les défaillances en ces ressources n'ont pas permis d'amortir les chocs engendrés par une ouverture rapide et par la vitesse de la libéralisation.

En conclusion, l'information du marché américain affecte les prix et la volatilité de l'ensemble des régions et plus particulièrement les marchés asiatiques. Toutefois, cette causalité n'exclut pas l'existence d'effets de signal spécifiquement régionaux comme en Europe, où le marché britannique occupe le rôle de marché leader. En Asie, le marché japonais et le marché de Hong Kong pourtant de taille différente, jouent simultanément ce rôle.

2.4 Étude de la corrélation conditionnelle dynamique

L'hypothèse d'une corrélation-croisée constante a été largement utilisée pour sa simplicité. Cependant, cette hypothèse trop restrictive est actuellement rejetée (Tse, 2000 et Longin et Solnik, 2001). La variabilité des corrélations entre les marchés est liée au développement des activités financières, aux innovations en matière d'ingénierie financière, aux mouvements des capitaux et à la progression de la diversification internationale de portefeuilles. Empiriquement, Boyer *et al.* (1999) observent que les corrélations croisées des rendements d'indices présentent des tendances haussières liées à des crises. Christodoulakis (2007) signale l'existence de mémoire et de persistance dans les corrélations. Martens et Poon (2001) détectent la présence d'asymétrie et trouvent que la corrélation répond davantage aux chocs négatifs qu'aux chocs positifs. Toutefois, Ang et Bekaert (2002) aboutissent à des asymétries plus réduites en utilisant un modèle à changement de régime. L'analyse dynamique de la corrélation illustre ces caractéristiques.

Nos résultats confirment la nature instable des corrélations croisées de tous les marchés. Ainsi, le comouvement entre le marché américain et les marchés européens est passé par différents niveaux : des corrélations faibles et en tendance haussière avant la période de libéralisation du mouvement des capitaux des années quatre-vingt. La fin des années quatre-vingt et les années quatre-vingt-dix sont caractérisées par une forte volatilité sur les marchés liées à l'occurrence des crises financières. Enfin, les corrélations plus faibles à partir de 2004 sont détectées. Cet affaiblissement est expliqué par le lancement de la monnaie unique et le renforcement des places financières européennes. De même, le comouvement du marché américain et du marché canadien a évolué d'un niveau élevé durant la fin des années quatre-vingt et les années quatre-vingt-dix à un niveau moindre à partir de 2004. Au moins deux raisons expliquent cette modification dans la tendance : d'une part, la réduction de la part du secteur NTCI dans la capitalisation du TSX après la crise technologique et d'autre part, le retrait des investisseurs américains à la recherche d'autres marchés. Pour les marchés d'Asie, le ralentissement des

comouvements avec le marché américain est observé aux environs de la crise asiatique entre 1997 et 1998³⁴.

Également, une tendance haussière de la corrélation est confirmée entre les deux pays de la zone euro. La corrélation du marché français et le marché allemand se maintient à 90 % : un résultat du programme de convergence et celui du plan d'action des services financiers européens (PASF) lancé en 1999³⁵. La corrélation de ces deux marchés avec le marché britannique est quant à elle plus instable et moins importante à partir de 2004. Cette baisse est en partie expliquée par la deuxième annonce des Britanniques de ne pas rejoindre l'euro en juin 2003³⁶. Dans la région Asie, nous observons un regain d'intérêt pour le marché japonais. Cette situation engendre dans une moindre mesure, une convergence régionale entre les pays asiatiques. En effet, les interdépendances entre le marché japonais et les autres marchés émergents sont en progression depuis 2001 grâce notamment aux développements des NTCI. Il apparaît aussi, que le marché de Hong Kong a une influence non négligeable sur les marchés de Singapour et de Malaisie. Toutefois, l'interdépendance des marchés asiatiques reste moins importante comparativement à la région Europe, ce qui explique les fortes opportunités de diversification à l'intérieur de cette région (graphique 3, panels A, B, C et D en annexe 3).

2.5 Test de stabilité de la corrélation et test de non-contagion

Le test de stabilité des corrélations est conduit pour le krach américain de 1987, la crise asiatique de 1997, la crise technologique d'avril 2000 et la crise terroriste du 11 septembre 2001. Pour définir les dates de début de crise, nous nous référons à des études précédentes : Forbes et Rigobon (2002) pour le krach américain de 1987 et la crise asiatique de 1997; Hon *et al.* (2007) pour la crise technologique et Hon *et al.* (2004) pour la crise terroriste de septembre 2001 (tableau 6).

Pour les crises américaines, nos résultats montrent qu'il y a contagion lors du krach de 1987, puisque les relations d'interdépendance des marchés avec le marché américain se sont significativement modifiées. Pour la crise technologique les résultats sont différents. En effet, après l'éclatement de la bulle technologique et la chute des valeurs liées aux NTCI, la crise s'est très vite diffusée en raison des interdépendances dans ce secteur. La crise a été propagée des États-Unis vers

34. L'abandon partiel de l'ancrage nominal des monnaies asiatiques au dollar et le renforcement de la région financière asiatique sont des facteurs explicatifs de cette tendance.

35. Le PASF vise à créer un marché unique dans le secteur des services financiers au sein de l'Union européenne. Lancé en 1999, il comprend 42 mesures destinées à harmoniser la réglementation en vigueur dans les différents États membres en matière de valeurs mobilières, de services bancaires, d'assurance, de crédit hypothécaire et de toutes autres formes de transaction financière. À la fin 2004, la quasi-totalité des mesures prévues avait été adoptée.

36. En 2003, le chancelier de l'Échiquier publie un rapport final dans lequel le Royaume-Uni confirme la décision de non-adhésion à la zone euro, compte tenu de la non-convergence entre l'économie britannique et les pays de la zone euro (HM Treasury, 2003). Ce rapport indique également que la *City* n'a rien à gagner si la Grande-Bretagne devait rejoindre pleinement l'Union économique et monétaire (UEM).

TABLEAU 6

CRISE, ORIGINE DE LA CRISE, DATE DE DÉBUT ET DE FIN DE CRISE,
AUTEURS DE RÉFÉRENCES

La crise	Marché d'origine	Date de début de crise	Période pré-crise	Période de crise	Auteurs
Krach américain	États-Unis	23 octobre 1987	94 semaines	7 semaines	Forbes et Rigobon (2002)
Crise asiatique	Hong Kong	23 octobre 1997	94 semaines	4 semaines	Forbes et Rigobon (2002)
Crise technologique	États-Unis	17 mars 2000	52 semaines	52 semaines	Hon, Strauss et Yong (2007)
La crise du 11 septembre	États-Unis	11 septembre 2001	52 semaines	12 semaines	Hon, Strauss et Yong (2004)

le Canada, Hong Kong et la Malaisie. Cette contagion est particulièrement liée à l'importance des NTCI dans ces marchés. Par exemple, pour le Canada, la part du secteur NTCI dans la capitalisation boursière et le degré de concentration du marché ont été déterminants. À ce titre, la firme Nortel, à la fois cotée à Toronto et à New York a vu le prix de son action chuter de 72 \$ à la fin de 1999 à 48 \$ une année plus tard; le poids financier de cette entreprise au niveau du TSX représentait 35 % de la capitalisation du marché canadien.

Concernant la crise terroriste, avec ses effets psychologiques comme les mouvements de panique et de défiance vis-à-vis des marchés bancaires et financiers, il y a eu contagion vers l'Allemagne, la Suisse et Singapour. Ce résultat traduit notamment l'importance du secteur bancaire dans les marchés Suisse et de Singapour; le gel des avoirs des pays suspectés de terrorisme localisés en Suisse, à Singapour et dans d'autres paradis fiscaux n'a pas été sans incidences sur la confiance des opérateurs financiers. Également, l'inquiétude des Américains et du reste du monde craignant une multiplication des attaques terroristes sur d'autres cibles a eu des effets négatifs spécialement sur les secteurs de transport aérien³⁷ et de tourisme (Chen et Siems, 2004).

37. Selon un rapport de la Commission européenne, entre septembre et la fin de novembre 2001, le secteur de transport aérien a détruit 180 000 emplois (*Journal officiel des Communautés européennes*, n° C140 E3, juin 2002).

Pour la crise asiatique étudiée au travers de l'interdépendance des marchés de notre échantillon avec le marché de Hong Kong, nos tests montrent une contagion vers le marché britannique, le marché français et le marché de Malaisie. Nous remarquons ici la relation historique entre le marché de Hong Kong et le marché britannique. Cette relation est renforcée par une présence importante des investisseurs anglais sur le marché de Hong Kong et avec la forte implantation régionale de la banque HSBC par exemple (tableau 7). Enfin, pour vérifier la robustesse de nos résultats vis-à-vis de la taille relative des trois sous-périodes (précrise, crise et postcrise), nous avons conduit les tests de stabilité des corrélations et les tests de non-contagion en modifiant les tailles de chacune des sous-périodes. Les résultats des tests de non-contagion sont robustes vis-à-vis de ces modifications (tableau 8).

CONCLUSION

Cet article établit que l'accélération de l'interdépendance des marchés boursiers n'est pas étrangère au processus de libéralisation financière observé à partir des années quatre-vingt-dix et en phase avec la globalisation financière : la corrélation croisée des marchés est un bon indicateur d'interdépendance régionale et/ou mondiale des marchés. En observant plusieurs crises depuis 1987, nous avons testé l'hypothèse nulle d'interdépendance contre l'alternative de contagion. Nous avons prêté une attention particulière au problème du biais d'hétéroscédasticité, en adoptant une modélisation VAR-BEKK-BSV intégrant des bris de rupture de la variance. Notre modèle réduit l'estimation de la persistance des chocs de volatilité et réduit le biais d'hétéroscédasticité dans l'estimation de la corrélation dynamique lié à cette persistance.

Avec cette modélisation, l'étude des transmissions en moyenne et en variance et l'analyse du comouvement des marchés montrent que : premièrement, l'impact mondial du marché américain est confirmé. Les chocs américains représentent un facteur exogène global avec un impact significatif sur les prix et sur les volatilités de tous les marchés. Bien que l'ampleur de ces chocs ait été progressivement amorti par la mise en place de processus de régulation à partir de 1994 et les accords de Bâle I et Bâle II, il n'en demeure pas moins que les crises américaines ont été souvent contagieuses. À l'inverse, les crises en provenance des pays émergents n'ont pas été toutes contagieuses. Les résultats de l'étude de la contagion en période de crise sont dans la lignée de Forbes et Rigobon d'une contagion non systématique durant les crises, voire des théories non contingentes des crises. Deuxièmement, les chocs européens sont intra-européens et affectent dans une moindre mesure les marchés asiatiques. Un rééquilibrage est constaté depuis l'introduction de l'euro. Un autre résultat, non moins important, concerne le marché japonais en longue crise durant les années quatre-vingt-dix. Malgré son troisième rang mondial en termes de capitalisation boursière, ce marché n'a pas d'effet sur les marchés développés, mais en subit les retours. Cette situation commence à changer depuis la mise en place d'une stratégie globale de restructurations des

TABLEAU 7
TESTS DE STABILITÉ DE LA CORRÉLATION ET TESTS DE NON-CONTAGION

Krach américain	$\overline{C}_{EUA,j}^{précrise}$	$\overline{C}_{EUA,j}^{crise}$	$\overline{C}_{EUA,j}^{postcrise}$	F^*	Stabilité	t_1	t_2	Non-contagion
Royaume-Uni	0,282	0,628	0,313	193,002*	Non	18,448*	18,411*	Non
Allemagne	0,302	0,701	0,359	180,414*	Non	18,682*	16,941*	Non
France	0,217	0,612	0,306	285,571*	Non	10,849*	22,490*	Non
Canada	0,615	0,860	0,644	248,223*	Non	19,496*	19,680*	Non
Japon	0,180	0,416	0,205	21,620*	Non	7,280*	5,786*	Non
Hong Kong	0,167	0,299	0,212	12,644**	Non	2,390**	1,944**	Non
Malaisie	0,143	0,512	0,187	372,689*	Non	26,607*	24,675*	Non

TABLEAU 7 (suite)
TESTS DE STABILITÉ DE LA CORRÉLATION ET TESTS DE NON-CONTAGION

Crise asiatique	$\overline{C}_{EUA,j}^{précrise}$	$\overline{C}_{EUA,j}^{crise}$	$\overline{C}_{EUA,j}^{postcrise}$	F^*	Stabilité	t_1	t_2	Non-contagion
États-Unis	0,219	0,190	0,219	0,464	Oui	-	-	Oui
Royaume-Uni	0,386	0,553	0,446	14,007*	Non	2,689**	2,199**	Non
Allemagne	0,434	0,306	0,312	9,612*	Non	2,087	0,136	Oui
France	0,316	0,353	0,306	3,240**	Non	1,670***	2,345**	Non
Suisse	0,370	0,208	0,207	32,481*	Non	3,682	0,031	Oui
Canada	0,306	0,231	0,249	4,091	Oui	-	-	Oui
Japon	0,185	0,108	0,176	10,161**	Non	4,063	4,474	Oui
Corée du Sud	0,340	0,241	0,185	20,200*	Non	1,525	1,326	Oui
Singapour	0,537	0,607	0,542	1,190	Oui	-	-	Oui
Malaisie	0,205	0,395	0,294	6,203**	Non	2,714**	1,820***	Non

TABLEAU 7 (suite)
TESTS DE STABILITÉ DE LA CORRÉLATION ET TESTS DE NON-CONTAGION

Crise technologique	$\bar{C}_{HKG,j}^{précrise}$	$\bar{C}_{HKG,j}^{crise}$	$\bar{C}_{HKG,j}^{postcrise}$	F^*	Stabilité	t_1	t_2	Non-contagion
Royaume-Uni	0,418	0,447	0,440	0,849	Oui	-	-	Oui
Allemagne	0,361	0,390	0,347	0,794	Oui	-	-	Oui
France	0,434	0,408	0,370	10,589*	Non	1,659	2,325**	Oui
Suisse	0,266	0,143	0,265	16,379*	Non	5,307	5,079	Oui
Canada	0,409	0,593	0,475	8,965*	Non	3,666*	2,554**	Non
Japon	0,196	0,181	0,224	5,317*	Non	1,226	3,261	Oui
Hong Kong	0,207	0,300	0,226	4,898***	Non	2,902*	2,417**	Non
Corée du Sud	0,085	0,070	0,071	2,923	Non	2,225	0,082	Oui
Singapour	0,233	0,195	0,205	1,404	Oui	-	-	Oui
Malaisie	0,166	0,296	0,248	30,723*	Non	5,100*	1,977**	Non

TABLEAU 7 (suite)

TESTS DE STABILITÉ DE LA CORRÉLATION ET TESTS DE NON-CONTAGION

Crise terroriste	$\overline{C}_{EUA,j}^{précrise}$	$\overline{C}_{EUA,j}^{crise}$	$\overline{C}_{EUA,j}^{postcrise}$	F^*	Stabilité	t_1	t_2	Non-contagion
Royaume-Uni	0,476	0,393	0,278	35,112*	Non	1,943	3,321*	Oui
Allemagne	0,428	0,592	0,235	37,868*	Non	2,972*	8,191*	Non
France	0,485	0,521	0,096	127,473*	Non	1,369	11,770*	Oui
Suisse	0,293	0,356	0,184	15,620*	Non	1,607***	3,730*	Non
Canada	0,591	0,578	0,330	142,314*	Non	0,287	12,684*	Oui
Japon	0,261	0,199	0,151	36,336*	Non	2,440	2,303**	Oui
Hong Kong	0,291	0,267	0,062	76,588*	Non	0,595	7,087*	Oui
Corée du Sud	0,086	0,094	0,092	0,357	Oui	-	-	Oui
Singapour	0,208	0,289	0,129	14,492*	Non	1,992	3,671*	Non
Malaisie	0,257	0,211	0,141	63,149*	Non	1,717**	3,292*	Oui

NOTE : * , ** et *** significatif à 1 %, 5 % et 10 %. F^* statistique de Welch du test de stabilité des corrélations. t_1 et t_2 sont les statistiques de Welch-Satterwhaite du test d'égalité des corrélations.

TABLEAU 8

ROBUSTESSE DES RÉSULTATS DE TEST DE NON-CONTAGION VIS-À-VIS DE LA TAILLE DES SOUS-PÉRIODES

La crise	Sous-période (semaines)		Non-contagion	Robuste	Sous-période (semaines)		Non-contagion	Robuste
	Pré-crise	Crise			Crise	Post-crise		
Krach américain	94		0		7		0	
	146		0	Oui	4 à 13		0	Oui
Crise asiatique	4		7/10		–		–	
	5 à 13		7/10	Oui	–		–	
Crise technologique	Supérieur à 52		7/10		4		7/10	
	Inférieur à 52		7/10	Oui	5 à 13		7/10	Oui
Crise terroriste		12	7/10			Supérieur à 52	7/10	
		13 à 20	8/10	Oui		Inférieur à 52	8/10	Oui

NOTE : En variant la taille de la période de la crise asiatique de 5 à 13 semaines, les résultats en nombre de non-contagion détectée (7/10) sont équivalents aux résultats obtenus avec 4 semaines de période de crise du tableau 9.

institutions financières japonaises à partir des années deux mille (Sgard, 2000). Troisièmement, l'analyse de l'évolution de la corrélation des marchés confirme l'existence de différences temporelles et géographiques dans la dynamique des comouvements des marchés. Ainsi, le comouvement des marchés français et allemand s'est renforcé avec le PASF, l'harmonisation fiscale et le lancement de l'euro en 1999. Le comouvement du marché britannique avec les marchés de la zone euro connaît un affaiblissement depuis l'hésitation de la Grande Bretagne à rejoindre l'UEM. Enfin, notre étude suggère l'intérêt des interventions des autorités monétaires et financières pour amortir les chocs résultants des crises ainsi que la nécessité de mettre en place des modalités de supervision plus satisfaisantes pour limiter les risques d'instabilité des marchés financiers, notamment dans les pays émergents (Miotti et Plihon, 2001 : 3; Sandretto *et al.* 2006 ; 115).

La présence de bris structurels dans la variance et la réduction de la persistance qui découle de la modélisation de ce bris sont deux autres résultats très importants. Une application dans la mesure du risque comme par exemple la « *value-at-risk* » est envisageable. Ce travail d'étude des transmissions des prix et des transmissions d'incertitudes peut être complété par un échantillon plus large de pays afin de mieux saisir les interdépendances régionales en Amérique latine, dans le bassin méditerranéen et au Moyen-Orient. L'analyse peut également porter sur la crise des *subprimes* que les marchés boursiers connaissent depuis septembre 2007. Enfin, il y a la possibilité d'augmenter le modèle VAR avec des variables macroéconomiques exogènes en vue de prendre en compte d'autres effets globaux intervenant dans le comouvement des marchés tel que les taux d'intérêts américains ou les prix des matières premières. Ces augmentations peuvent améliorer la puissance explicative de ce modèle VAR non linéaire.

ANNEXE 1

MODÈLE VAR-BEKK-BSV

$$\Phi(L)(r_t - \mu) = u_t \text{ et } u_t = H_t^{-1/2} \varepsilon_t$$

où $u_t = [u_{1t} \cdots u_{Mt}]^T$ le vecteur des résidus VAR (n_1) appliqué au vecteur rendement $r_t = [r_{1t} \cdots r_{Mt}]^T$. La matrice des variances-covariances conditionnelles de u_t est :

$$H_t = C^T C + \sum_{i=1}^p A_i^T u_{t-i} u_{t-i}^T A_i + \sum_{j=1}^q B_j^T H_{t-j} B_j \\ + \sum_{i=1}^p G_i^T u_{t-i} u_{t-i}^T * D_{M-i} D_{M-i}^T G_i + T^T u_t u_t^T T$$

et

$$H_t = E[u_t^T u_t] = \begin{bmatrix} E(u_{1t}^2) & \cdots & E(u_{1t} u_{Mt}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_{1t} u_{Mt}) & \cdots & E(u_{Mt}^2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{11t} & \cdots & h_{1Mt} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{1Mt} & \cdots & h_{MMt} \end{bmatrix}$$

Les matrices coefficients A_i , B_j , G_i sont des matrices diagonales définies comme suit :

$$A_i = \text{diag}(\alpha_{1,i} \cdots \alpha_{M,i}), B_j = \text{diag}(\beta_{1,i} \cdots \beta_{M,i}), G_i = \text{diag}(\gamma_{1,i} \cdots \gamma_{M,i})$$

Les matrices coefficients C et T sont :

$$C = \begin{bmatrix} \omega_{01} + \sum_{i=1}^{M_1} \omega_{1i} S_1^i & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_k & \cdots & \omega_{0M} + \sum_{i=1}^{M_M} \omega_{Mi} S_M^i \end{bmatrix} \text{ et}$$

$$T = \begin{bmatrix} 0 & tv_{21} & \cdots & tv_{i1} & \cdots & tv_{M1} \\ tv_{12} & 0 & \cdots & tv_{i2} & \cdots & tv_{M2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ tv_{1j} & tv_{2j} & \cdots & tv_{ij} & \cdots & tv_{Mj} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ tv_{1M} & tv_{2M} & \cdots & \vdots & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

Les éléments ω_k de la diagonale inférieure de C assure une matrice $C^T C$ semi-définie-positive (k allant de 1 à $M(M-1)/2$).

Le regressor de transmission en variance entre les marchés est la matrice symétrique et semi-définie-positive suivante :

$$T^r u_t u_t^r T = \begin{bmatrix} \left(\sum_{i=2}^M tv_{i1}u_i\right)^2 & \cdots & \left(\sum_{i=2}^M tv_{i1}u_i\right)\left(\sum_{i=2}^{M-1} tv_{iM}u_M\right) \\ \vdots & \left(\sum_{i=1, j \neq j}^M tv_{i1}u_i\right)^2 & \vdots \\ \left(\sum_{i=2}^M tv_{i1}u_i\right)\left(\sum_{i=2}^{M-1} tv_{iM}u_M\right) & \cdots & \left(\sum_{i=1, j \neq j}^{M-1} tv_{iM}u_M\right)^2 \end{bmatrix}.$$

Modèle trivarié

Nous considérons le marché américain comme un facteur global assimilé au marché mondial $r_{wt} = r_{US,t}$. Soit $u_t = (u_{wt} \ u_{1t} \ u_{2t})^r$ le vecteur des résidus d'un VAR (n_1) appliqué au vecteur $r_t = (r_{wt} \ r_{1t} \ r_{2t})^r$. L'écriture vech de la matrice H_t du modèle BEKK (p, q, p)–BSV trivarié est :

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} h_{wwt} \\ h_{11t} \\ h_{22t} \\ h_{w1t} \\ h_{w2t} \\ h_{12t} \end{bmatrix} &= \sum_{i=1}^p \left(\begin{bmatrix} \alpha_{w,i}^2 \\ \alpha_{1,i}^2 \\ \alpha_{2,i}^2 \\ \alpha_{w,i}\alpha_{1,i} \\ \alpha_{w,i}\alpha_{2,i} \\ \alpha_{1,i}\alpha_{2,i} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} u_{w\ t-k}^2 \\ u_{1\ t-k}^2 \\ u_{2\ t-k}^2 \\ u_{w\ t-k}u_{1\ t-k} \\ u_{w\ t-k}u_{2\ t-k} \\ u_{1\ t-k}u_{2\ t-k} \end{bmatrix} \right) + \sum_{j=1}^q \left(\begin{bmatrix} \beta_{w,j}^2 \\ \beta_{1,j}^2 \\ \beta_{2,j}^2 \\ \beta_{w,j}\beta_{1,j} \\ \beta_{w,j}\beta_{2,j} \\ \beta_{1,j}\beta_{2,j} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} h_{wwt-k} \\ h_{11t-k} \\ h_{22t-k} \\ h_{w1t-k} \\ h_{w2t-k} \\ h_{12t-k} \end{bmatrix} \right) \\
 &+ \sum_{i=1}^p \left(\begin{bmatrix} \gamma_{w,i}^2 \\ \gamma_{1,i}^2 \\ \gamma_{2,i}^2 \\ \gamma_{w,i}\gamma_{1,i} \\ \gamma_{w,i}\gamma_{2,i} \\ \gamma_{1,i}\gamma_{2,i} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} u_{w\ t-k}^2 \\ u_{1\ t-k}^2 \\ u_{2\ t-k}^2 \\ u_{w\ t-k}u_{1\ t-k} \\ u_{w\ t-k}u_{2\ t-k} \\ u_{1\ t-k}u_{2\ t-k} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} I_{w\ t-k}^2 \\ I_{1\ t-k}^2 \\ I_{2\ t-k}^2 \\ I_{w\ t-k}I_{1\ t-k} \\ I_{w\ t-k}I_{2\ t-k} \\ I_{1\ t-k}I_{2\ t-k} \end{bmatrix} \right) \\
 &+ \begin{bmatrix} (tv_{2w}u_2 + tv_{3w}u_3)^2 \\ (tv_{w2}u_w + tv_{32}u_3)^2 \\ (tv_{w3}u_w + tv_{23}u_{23})^2 \\ (tv_{2w}u_2 + tv_{3w}u_3)(tv_{w2}u_w + tv_{32}u_3) \\ (tv_{2w}u_2 + tv_{3w}u_3)(tv_{w3}u_w + tv_{23}u_{23}) \\ (tv_{w2}u_w + tv_{32}u_3)(tv_{w3}u_w + tv_{23}u_{23}) \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \left(\omega_{0w} + \sum_{i=1}^{Mw} \omega_{iw} S_{w\ t-1}^i \right)^2 \\ \omega_1^2 + \left(\omega_{01} + \sum_{i=1}^{M1} \omega_{i1} S_{1\ t-1}^i \right)^2 \\ \omega_2^2 + \omega_3^2 + \left(\omega_{02} + \sum_{i=1}^{M2} \omega_{i2} S_{2\ t-1}^i \right)^2 \\ \omega_1 \left(\omega_{0w} + \sum_{i=1}^{Mw} \omega_{iw} S_{w\ t-1}^i \right) \\ \omega_2 \left(\omega_{0w} + \sum_{i=1}^{Mw} \omega_{iw} S_{w\ t-1}^i \right) \\ \omega_1 \omega_2 + \omega_3 \left(\omega_{01} + \sum_{i=1}^{M1} \omega_{i1} S_{1\ t-1}^i \right) \end{bmatrix} .
 \end{aligned}$$

ANNEXE 2
TABLEAU 1A

DATES ET NOMBRE DE BRIS DANS LA VARIANCE DE CHAQUE SÉRIE DE RENDEMENTS

Marché et nombre de bris	Régime		VNC	Événement durant le régime
	Date de début	Date de fin		
Royaume-Uni (3)	04 /01/1985	10/04/1992	1,106	A
	17/04/1992	12/09/1997	0,881	–
	19/09/1997	06/06/2003	1,052	B, C et D
	13/06/2003	29/12/2006	0,873	E
Allemagne (4)	04 /01/1985	05/04/1991	1,175	A
	12/04/1991	26/09/1998	0,995	–
	02/10/1998	03/08/2001	1,286	C et D
	10/08/2001	03/11/2003	1,520	D
	28/11/2003	29/12/2006	1,007	E
France (5)	17/07/1987	19/02/1988	1,394	A
	26/02/1988	11/09/1998	1,038	–
	18/09/1998	24/08/2001	1,262	C et D
	31/08/2001	04/04/2003	1,474	D
	11/04/2003	26/04/2003	1,095	–
	03/09/2004	29/12/2006	0,937	E
Suisse (3)	15/07/1988	19/04/1991	1,096	–
	26/04/1991	08/08/1997	0,962	–
	15/08/1997	04/04/2003	1,156	B, C et D
	11/04/2003	29/12/2006	0,901	E

NOTE : Pour chaque marché nous donnons le nombre de bris dans la variance (M_i) détecté par l'algorithme ICSS. Il y a M_i+1 régimes de variance. ^a VNC Variance non-conditionnelle du régime.

Légende : Krach américain de 1987 (A); crise asiatique de 1997 à 1998 (B); lancement de l'euro (C); crise technologique de 2000 à 2001 (D); période calme (E).

Lecture : le deuxième régime de la variance du marché sud-coréen est délimité entre le 31 octobre 1997 et le 22 janvier 1999 et correspond à un régime de forte variance non conditionnelle de 2,3 %. Ce régime coïncide avec la période de la crise asiatique de la même année (B).

ANNEXE 2
TABLEAU 1A (suite)

DATES ET NOMBRE DE BRIS DANS LA VARIANCE DE CHAQUE SÉRIE DE RENDEMENTS

Marché et nombre de bris	Regime		VNC	Événement durant le régime
	Date de début	Date de fin		
États-Unis d'Amérique (4)	04/01/1985	15/02/1991	0,999	A
	22/02/1991	05/01/1996	0,747	
	12/01/1996	17/07/1998	0,929	B
	24/07/1998	21/03/2003	1,132	C et D
	28/03/2003	29/12/2006	0,791	E
Canada (3)	04/01/1985	24/10/1997	0,906	
	31/10/1997	28/01/2000	1,118	B
	04/02/2000	20/04/2001	1,318	D
	27/04/2001	29/12/2006	0,975	E
Corée du Sud (3)	12/01/1990	24/10/1997	1,179	–
	31/10/1997	22/01/1999	2,318	B
	29/01/1999	9/05/2003	1,593	D
	16/05/2003	21/01/2005	1,263	E
Malaisie (5)	28/12/1984	5/02/1988	1,396	A
	12/02/1988	4/07/1997	1,080	–
	11/07/1997	6/11/1998	2,107	B
	13/11/1998	6/04/2001	1,292	D
	13/04/2001	11/06/2004	0,954	–
	18/06/2004	29/12/2006	0,747	E
Hong Kong (5)	04/01/1985	08/01/1988	1,504	A
	15/01/1988	15/08/1997	1,164	–
	22/08/1997	13/10/2000	1,478	B, C et D
	20/10/2000	08/03/2002	1,281	D
	15/03/2002	27/06/2004	1,057	–
	02/07/2004	29/12/2006	0,870	E

ANNEXE 2
TABLEAU 1A (suite)

DATES ET NOMBRE DE BRIS DANS LA VARIANCE DE CHAQUE SÉRIE DE RENDEMENTS

Marché et nombre de bris	Régime		VNC	Événement durant le régime
	Date de début	Date de fin		
Japon (2)	04/01/1985	16/02/1990	1,062	–
	23/02/1990	25/06/2004	1,241	B et D
	02/07/2004	29/12/2006	1,015	E
Singapour (6)	08/01/1988	03/08/1990	0,987	–
	10/08/1990	07/09/1990	1,955	–
	14/09/1990	08/03/1991	1,218	–
	15/03/1991	29/08/1997	0,916	–
	05/09/1997	27/08/1999	1,676	B
	03/09/1999	21/05/2004	1,151	D
	28/05/2004	29/12/2006	0,860	E

TABLEAU 2A

ESTIMATIONS DES COÉFFICIENTS VAR DE TRANSMISSION EN MOYENNE
ENTRE LE MARCHÉ AMÉRICAIN ET LES AUTRES MARCHÉS DES MODÈLES BIVARIÉS

	Φ^1_{EUAi}	Φ^2_{EUAi}	Φ^3_{EUAi}	Φ^4_{EUAi}	Φ^5_{EUAi}	Φ^6_{EUAi}	Φ^7_{EUAi}	TATM ^a
Royaume-Uni	0,300*	0,083**	-0,024	-0,026	0,087**	0,088**	-	80,068*
	(8,442)	(2,232)	(-0,648)	(-0,698)	(2,342)	(2,399)	-	
Allemagne	0,450*	0,121**	-0,007	-0,060	0,102**	0,013	-	103,975*
	(9,772)	(2,491)	(-0,139)	(-1,228)	(2,110)	(0,269)	-	
France	0,405*	0,132*	0,050	-	-	-	-	77,932*
	(8,652)	(2,695)	(1,032)	-	-	-	-	
Suisse	0,329*	0,121*	0,094**	-	-	-	-	71,931*
	(8,071)	(2,827)	(2,231)	-	-	-	-	
Canada	0,279*	0,150*	0,060	-	-	-	-	67,953*
	(7,676)	(3,965)	(1,617)	-	-	-	-	
Japon	0,257*	0,110**	-	-	-	-	-	36,406*
	(5,703)	(2,407)	-	-	-	-	-	
Hong Kong	0,417*	0,158*	0,000	-0,082	-0,009	0,085	-	79,376*
	(8,297)	(3,042)	(-0,001)	(-1,583)	(-0,165)	(1,645)	-	
Corée du Sud	0,301*	0,311*	-0,003	0,028	-0,031	-0,004	-0,191**	25,618*
	(3,316)	(3,399)	(-0,032)	(0,303)	(-0,338)	(-0,044)	(-2,088)	
Singapour	0,319*	0,148*	0,046	-	-	-	-	46,961*
	(6,505)	(2,941)	(0,919)	-	-	-	-	
Malaisie	0,223*	0,127**	0,027	-	-	-	-	21,441*
	(4,122)	(2,321)	(0,504)	-	-	-	-	

NOTE : Estimations des coefficients du modèle VAR(n_1) suivant:

$$\begin{bmatrix} r_{EUAi} \\ r_{ii} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{EUAi} \\ \mu_{ii} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{n_1} \begin{bmatrix} \Phi^k_{EUA} & \Phi^k_{EUAi} \\ \Phi^k_{EUA} & \Phi^k_{ii} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{EUAi-k} \\ r_{ii-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{EUAi} \\ u_{ii} \end{bmatrix}$$

Lecture : 30 % des chocs du marché américain sont transmis au marché britannique. La statistique TATM montre l'existence d'une causalité au sens de Granger significative au seuil de 1 % du marché américain vers le marché britannique. La causalité inverse n'est pas significative. *, ** et *** coefficient significatif au seuil de 1 %, 5 % et 10 %. Les valeurs entre parenthèses représentent les t-Student. ^a Statistique du test de transmission en moyenne.

TABLEAU 2A (suite)

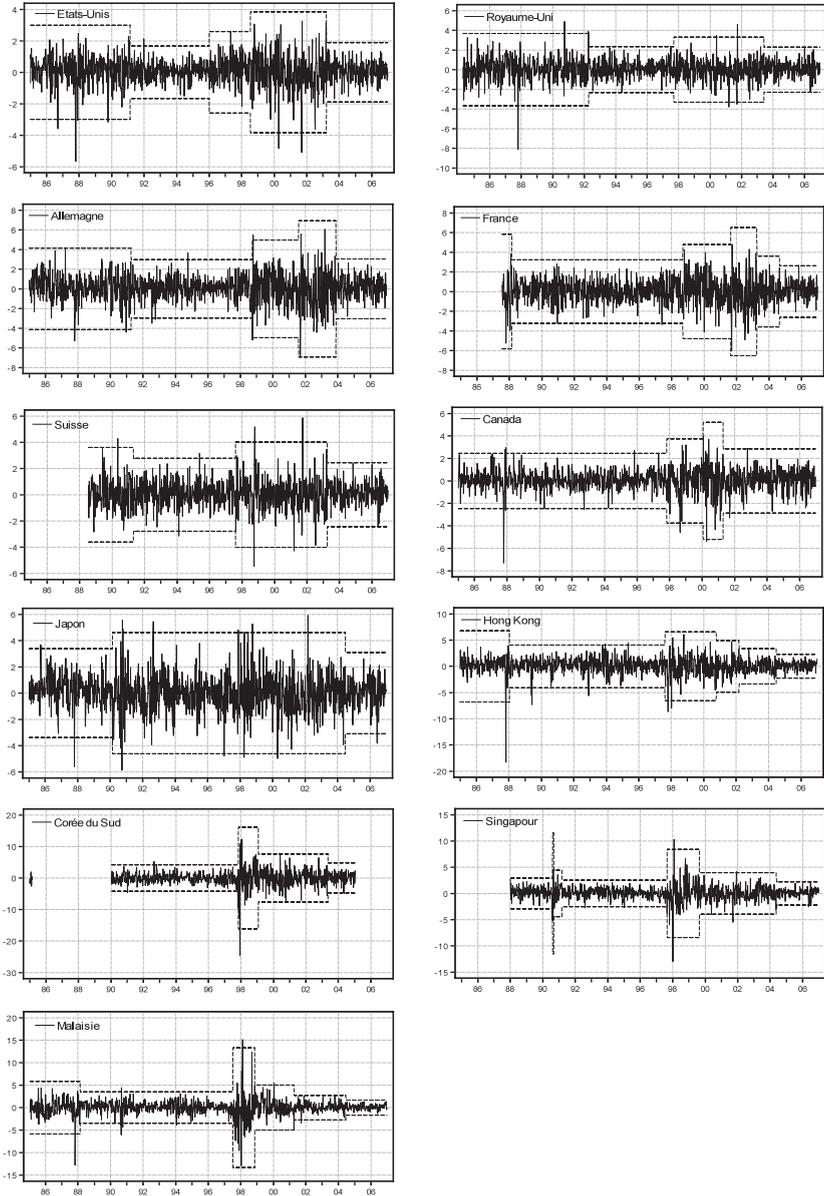
ESTIMATIONS DES COÉFFICIENTS VAR DE TRANSMISSION EN MOYENNE
ENTRE LE MARCHÉ AMÉRICAIN ET LES AUTRES MARCHÉS DES MODÈLES BIVARIÉS

	Φ^1_{iEUA}	Φ^2_{iEUA}	Φ^3_{iEUA}	Φ^4_{iEUA}	Φ^5_{iEUA}	Φ^6_{iEUA}	Φ^7_{iEUA}	TATM
Royaume-Uni	0,047	-0,021	0,061**	0,028	-0,006	-0,017	-	8,941
	(1,561)	(-0,687)	(2,007)	(0,914)	(-0,203)	(-0,591)	-	
Allemagne	-0,012	-0,048**	0,028	0,002	-0,008	0,027	-	8,910
	(-0,534)	(-2,234)	(1,277)	(0,088)	(-0,354)	(1,305)	-	
France	-0,008	-0,037	0,057**	-	-	-	-	8,769***
	(-0,332)	(-1,480)	(2,349)	-	-	-	-	
Suisse	0,021	-0,032	0,009	-	-	-	-	2,258
	(0,713)	(-1,117)	(0,337)	-	-	-	-	
Canada	-0,049	0,006	0,038	-	-	-	-	3,422
	(-1,458)	(0,187)	(1,167)	-	-	-	-	
Japon	0,000	-0,003	0,022	-	-	-	-	0,166
	(-0,018)	(-0,161)	(1,139)	-	-	-	-	
Hong Kong	0,010	0,023	0,047	-0,002	0,029	-0,030	-	4,081
	(0,538)	(1,230)	(1,514)	(-0,118)	(1,538)	(-1,680)	-	
Corée du Sud	-0,011	0,022	0,024	0,009	-0,014	-0,011	-0,007	6,577
	(-0,761)	(1,507)	(1,616)	(0,632)	(-0,918)	(-0,752)	(-0,501)	
Singapour	-0,005	0,011	0,036	-	-	-	-	3,098
	(-0,246)	(0,512)	(1,676)	-	-	-	-	
Malaisie	-0,006	-0,022	0,032	-	-	-	-	5,383
	(-0,384)	(-1,317)	(1,932)	-	-	-	-	

ANNEXE 3

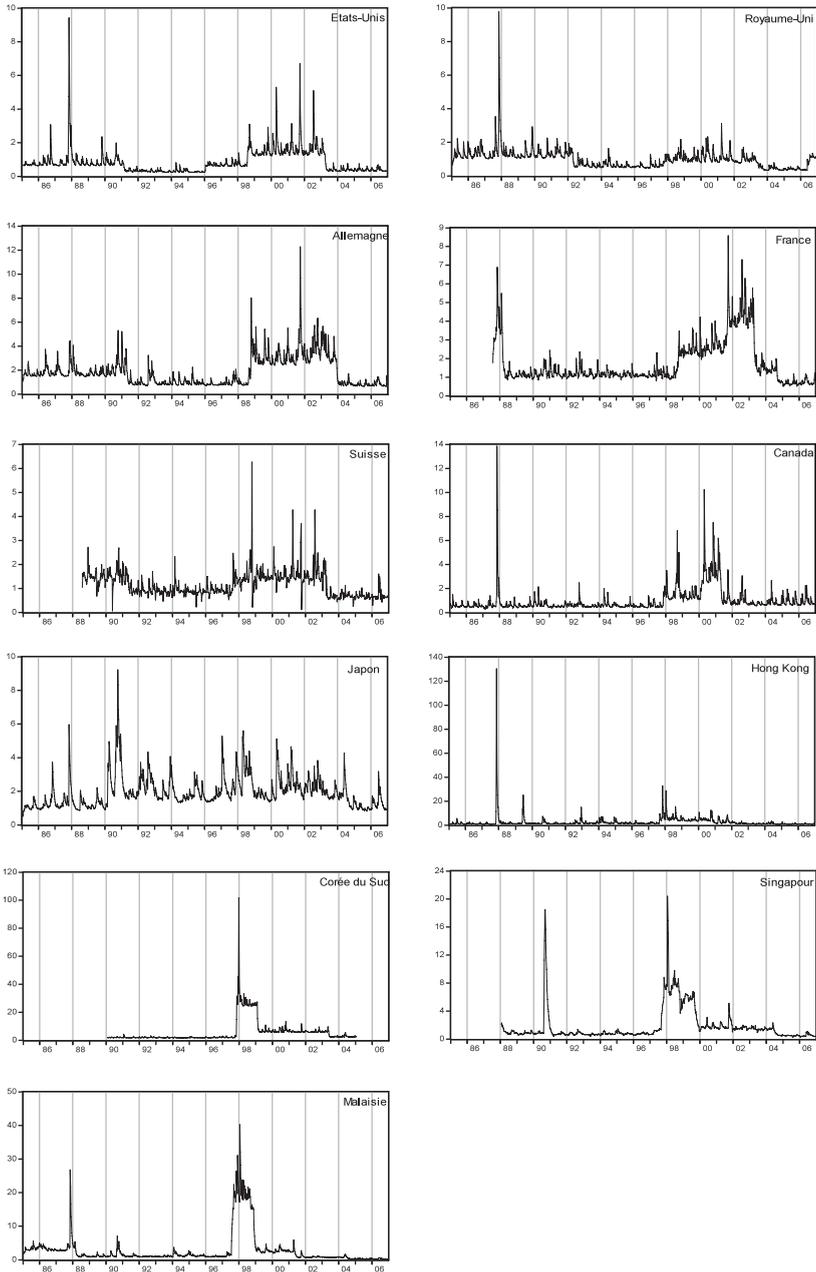
GRAPHIQUE 1

RENDEMENTS LOGARITHMIQUES DES SÉRIES ET POINTS DE RUPTURE DE L'ALGORITHME ICSS
(points de ruptures déterminés par l'algorithme ICSS. Les pointillés désignent trois écarts-types de part et d'autre des rendements)



GRAPHIQUE 2

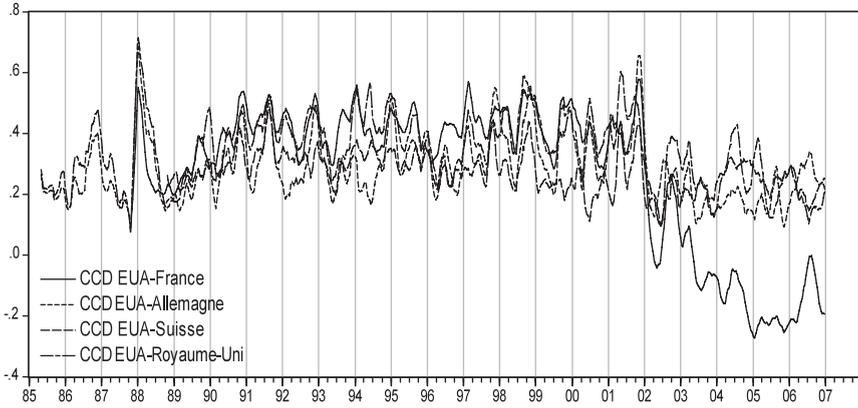
VARIANCE CONDITIONNELLE DES SÉRIES DE RENDEMENTS DU MODÈLE BIVARIÉ



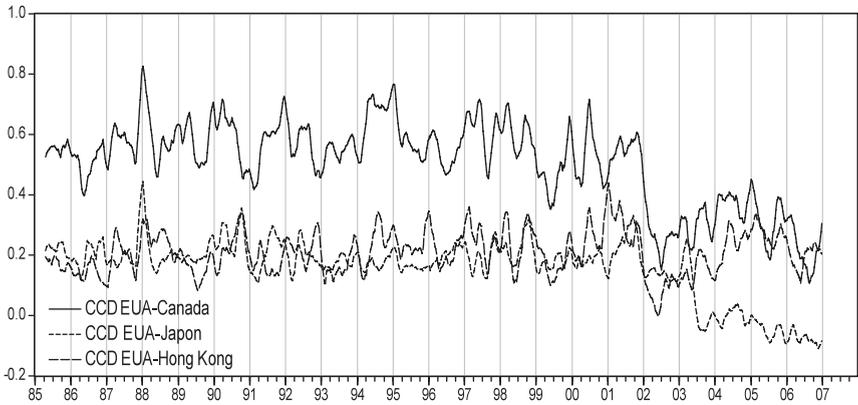
GRAPHIQUE 3

CORRÉLATIONS CONDITIONNELLES DYNAMIQUES (CCD) DU MODÈLE TRIVARIÉ
(CCD en moyenne mobile de 10 semaines)

Panel A : CCD du marché américain et des marchés européens



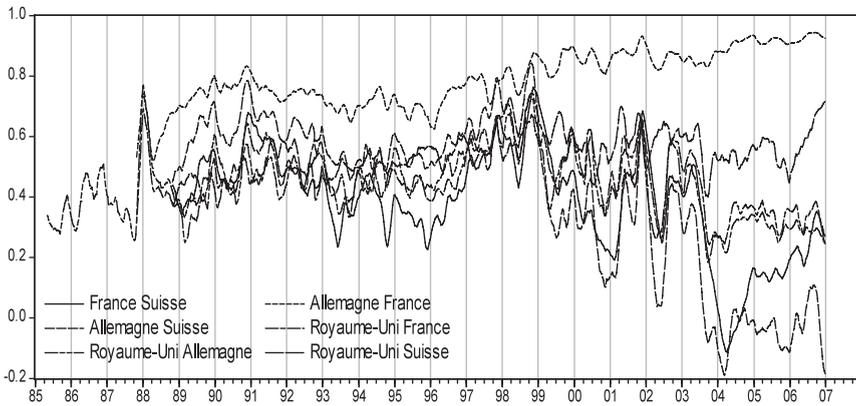
Panel B : CCD du marché américain avec le marché
du Canada, du Japon et de Hong Kong



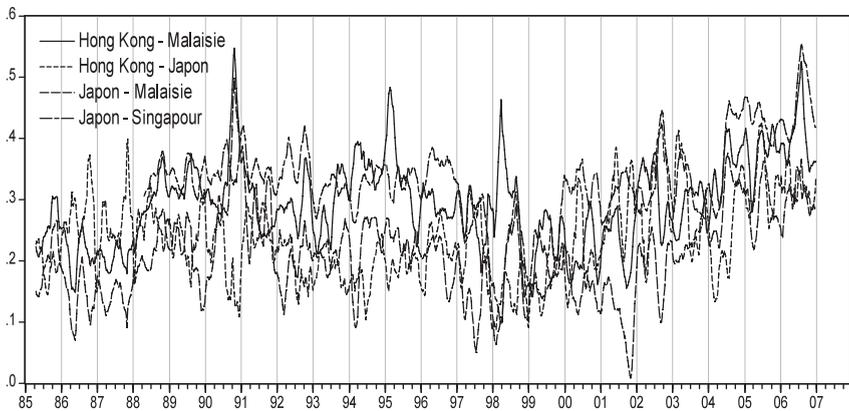
GRAPHIQUE 3 (suite)

CORRÉLATIONS CONDITIONNELLES DYNAMIQUES (CCD) DU MODÈLE TRIVARIÉ
(CCD en moyenne mobile de 10 semaines)

Panel C : CCD entre les marchés européens



Panel D : CCD entre les marchés asiatiques

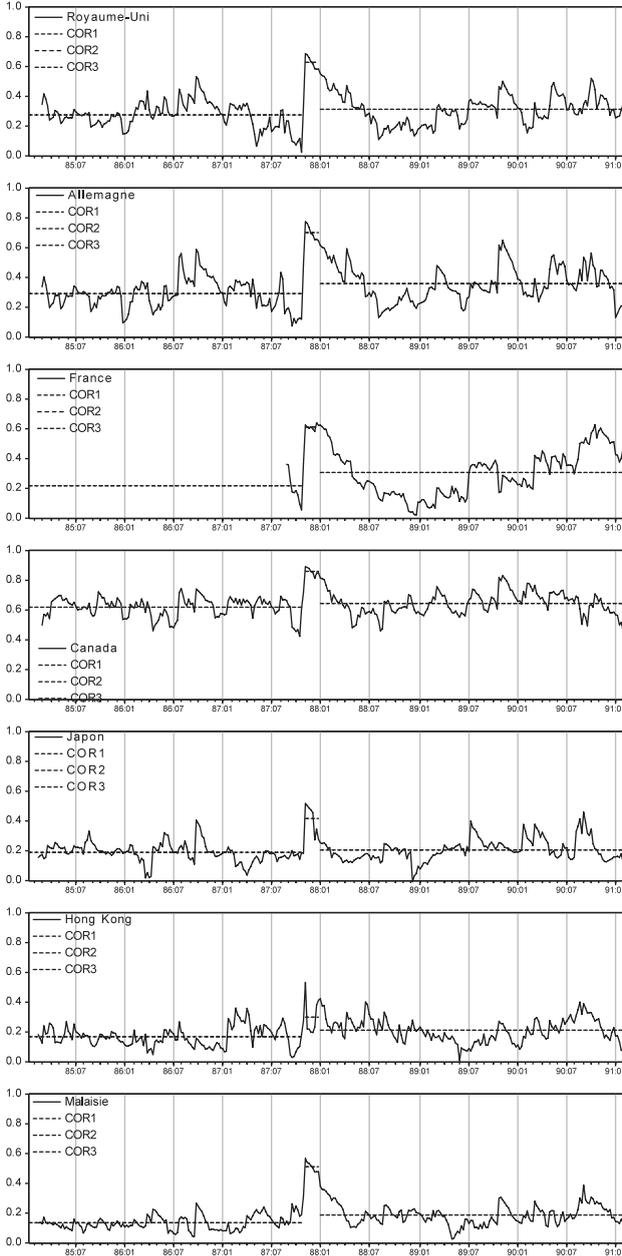


GRAPHIQUE 4

CORRÉLATION ET CONTAGION EN PÉRIODE DE CRISE

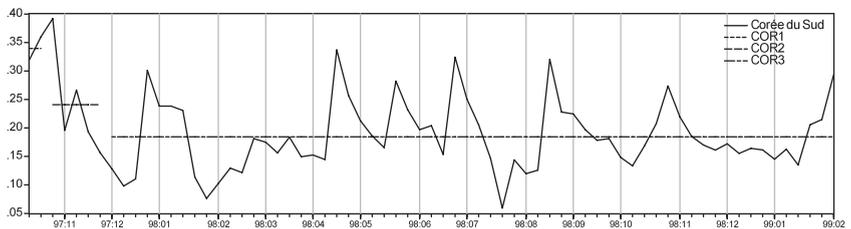
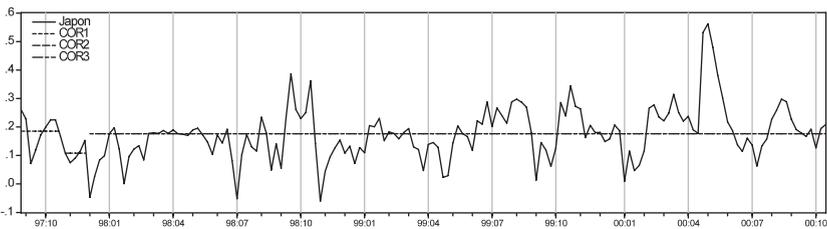
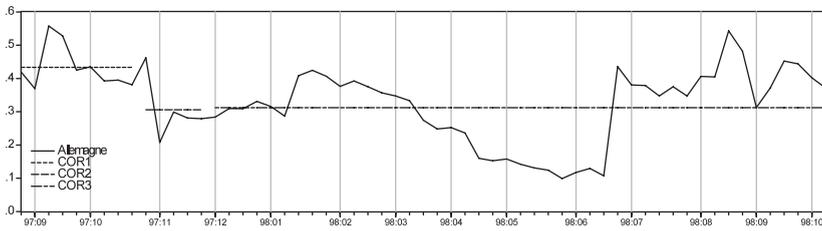
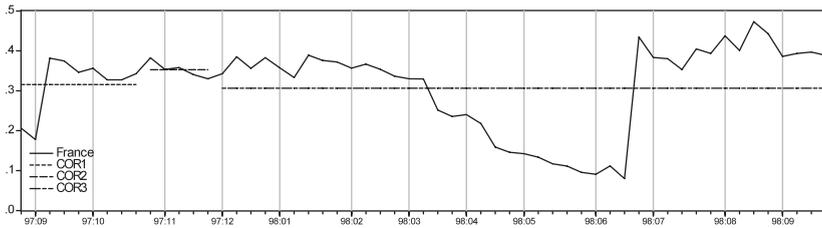
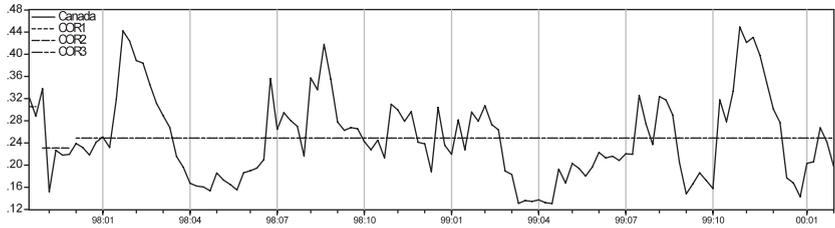
Panel A : Krach américain d'octobre 1987

Contagion du marché américain vers tous les marchés



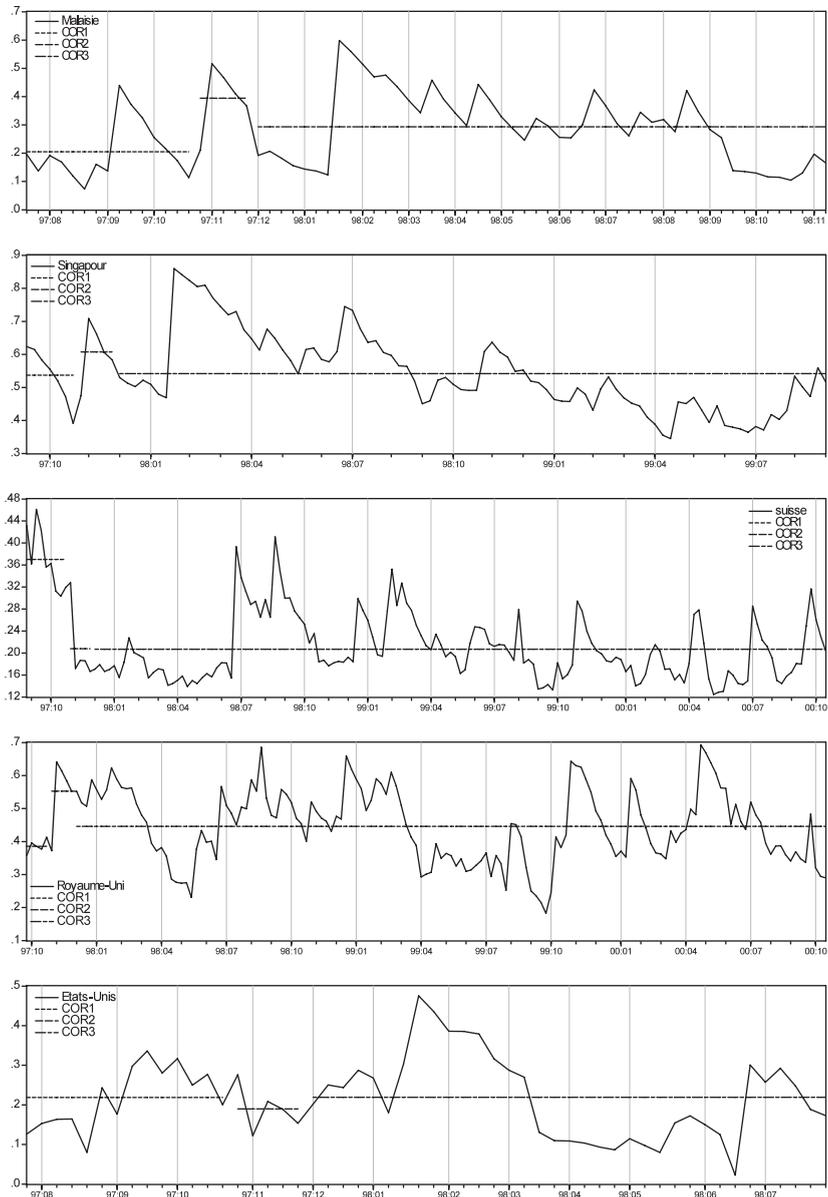
GRAPHIQUE 4 (suite)

Panel B : Crise asiatique de 1997
Contagion du marché de Hong Kong
vers le Royaume-Uni, la France et la Malaisie



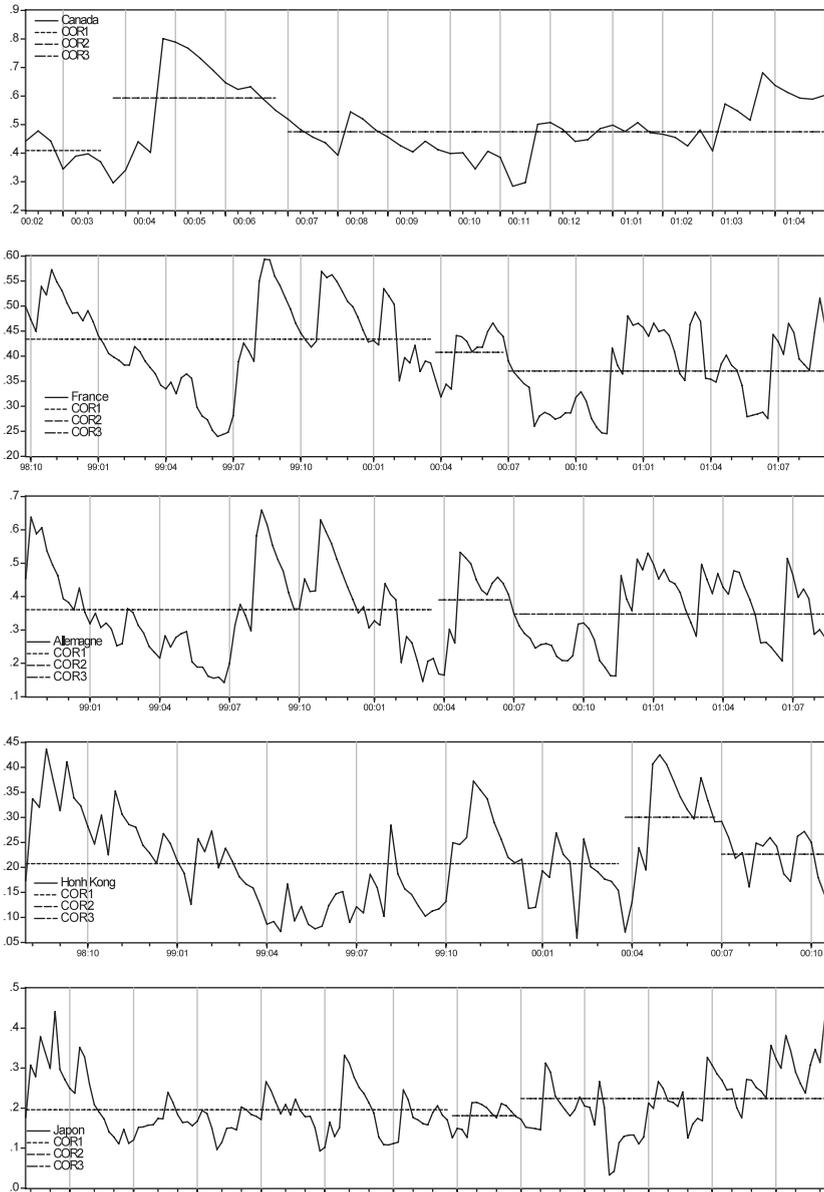
GRAPHIQUE 4 (suite)

Panel B : Crise asiatique de 1997 (suite)
Contagion du marché de Hong Kong
vers le Royaume-Uni, la France et la Malaisie



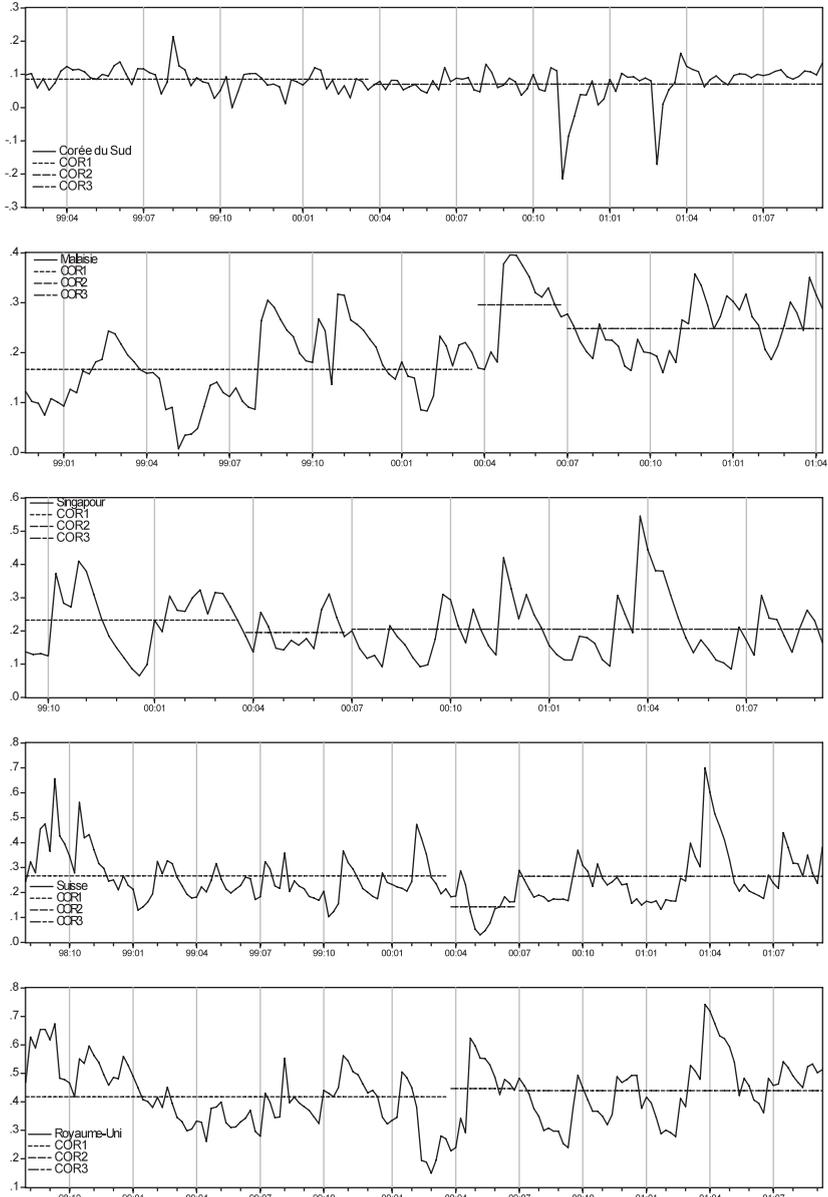
GRAPHIQUE 4 (suite)

Panel C : Crise technologique de 2000
Contagion du marché américain
vers le Canada, Hong Kong et la Malaisie



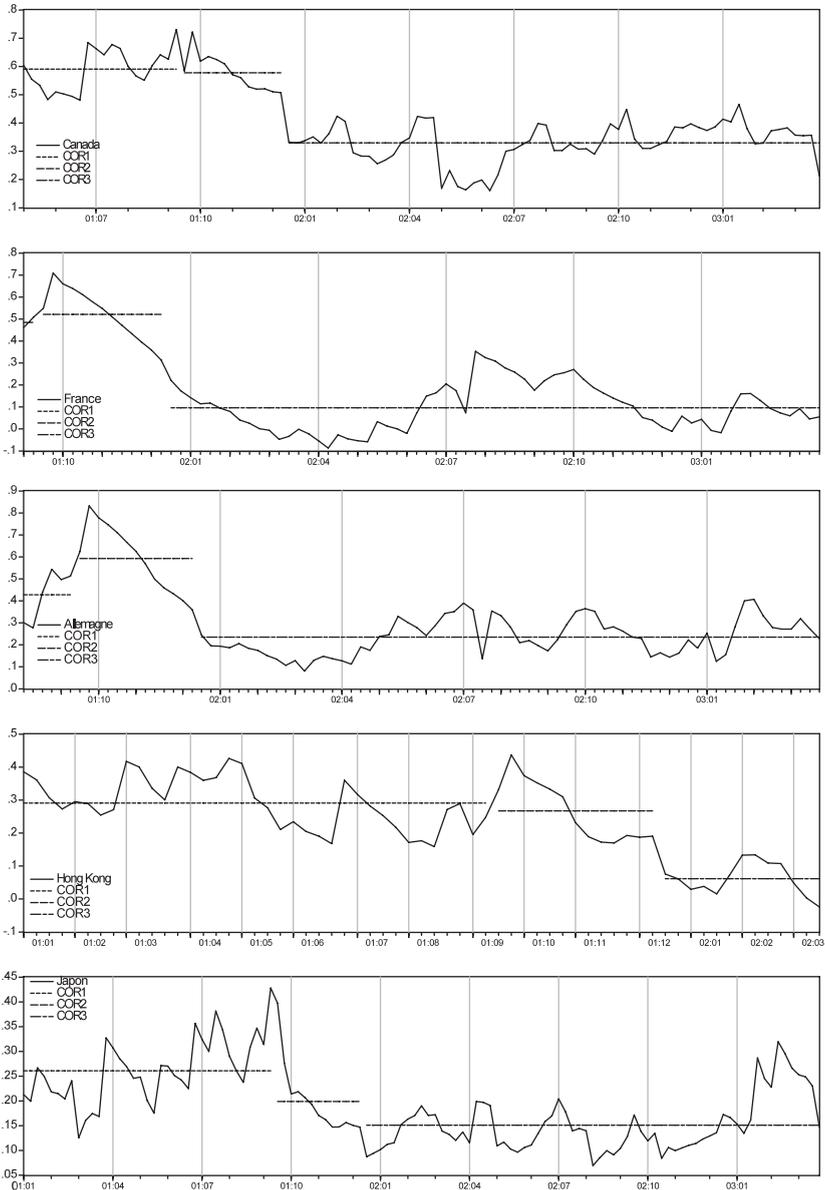
GRAPHIQUE 4 (suite)

Panel C : Crise technologique de 2000 (suite)
Contagion du marché américain
vers le Canada, Hong Kong et la Malaisie



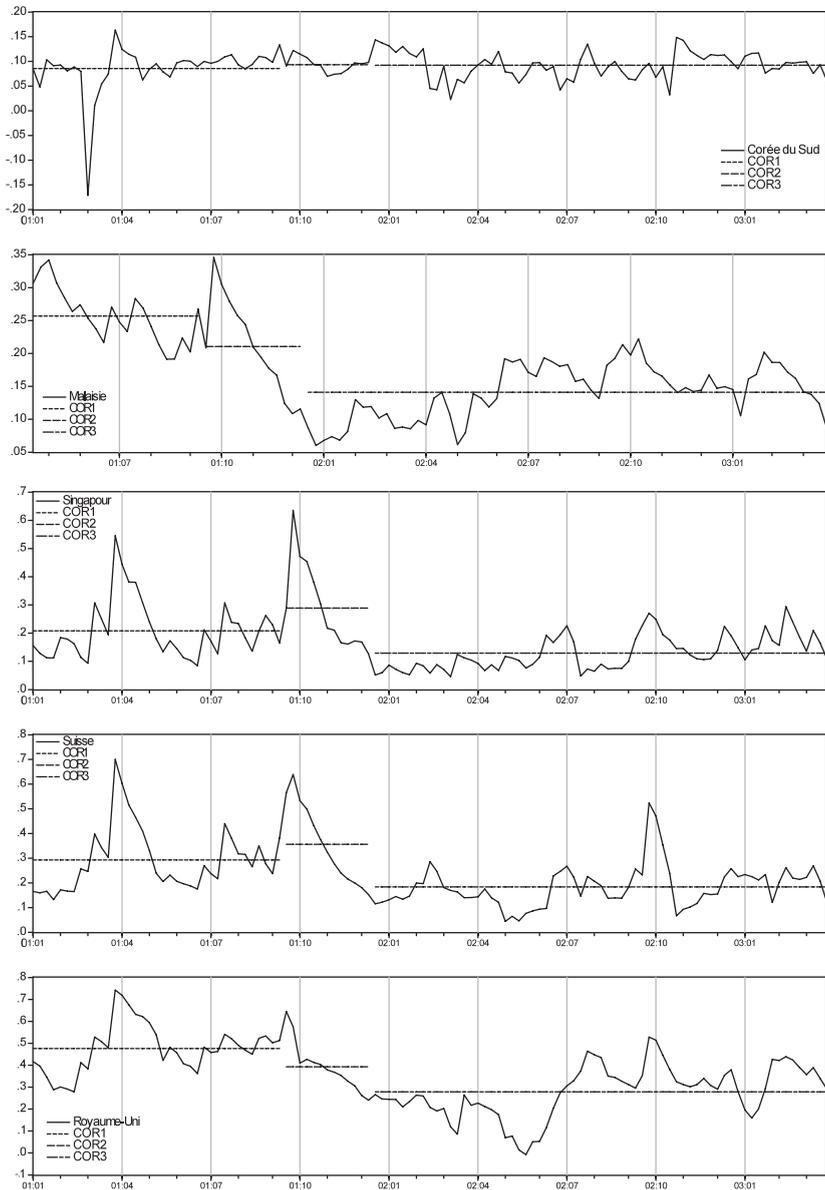
GRAPHIQUE 4 (suite)

Panel D : Crise terroriste de 2001
 Contagion du marché américain
 vers l'Allemagne, la Suisse et Singapour



GRAPHIQUE 4 (suite)

Panel D : Crise terroriste de 2001 (suite)
 Contagion du marché américain
 vers l'Allemagne, la Suisse et Singapour



BIBLIOGRAPHIE

- AGGARWAL, R., C. INCLÁN et R. LEAL (1999), « Volatility in Emerging Stock Markets », *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34 (1) : 33-55.
- ANG, A. et G. BEKAERT (2002), « International Asset Allocation with Regime Shifts », *Review of Financial Studies*, 15 (4) : 1137-1187.
- AROURI, M. E-H. (2005), « Intégration financière et diversification internationale des portefeuilles », *Economie et Prévision*, 168 (2) : 115-132.
- BAIG, T. et I. GOLDFAJN (1998), « Financial Market Contagion in the Asian Crises », IMF Working Paper, n° 98/155.
- BAIG, T. et I. GOLDFAJN (2000), « The Russian Default and the Contagion to Brazil », IMF Working Paper, n° 00/160.
- BAUWENS, L., S. LAURENT et J. ROMBOUTS (2003), « Multivariate GARCH Models: A Survey ». *Journal of Applied Econometrics*, 21 (1) : 79-109.
- BEKAERT, G., C. R. HARVEY et L. R. LUMSDAINE (2002), « Dating the Integration of World Equity Markets », *Journal of Financial Economics*, 65 : 203-247.
- BERNDT, E. K., B. H. HALL, R. E. HAL et J. A. HAUSMAN (1974), « Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models », *Annals of Economic and Social Measurement*, 3-4 : 653-665.
- BILLIO, M. et L. PELIZZON (2003), « Contagion and Interdependence in Stock Markets: Have they Been Misdiagnosed? », *Journal of Economics and Business*, 55 : 405-426.
- 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 », *Review of Economics and Statistics*, 72 (3) : 498-505.
- BOLLERSLEV, T. et J. WOOLDRIDGE (1992), « Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances », *Economic Reviews*, 11 : 143-172.
- BOYER, B. H., M. S. GIBSON et M. LORETAN (1999), « Pitfalls in Test for Changes in Correlations », International Finance Discussion Paper, 597.
- CALVO, S. et C. REINHART (1996), « Capital Inflows to Latin America: Is there Evidence of Contagion Effects », mimeo, World Bank and International Monetary Fund.
- CHAKRABARTI, R. et R. ROLL (2002), « East Asia and Europe during the 1997 Asian Collapse: A Clinical Study of a Financial Crisis », *Journal of Financial Markets*, 5(1) : 1-30.
- CHEN, A.H. et T. F. SIEMS (2004). « The Effects of Terrorism on Global Capital Markets », *European Journal of Political Economy*, 20 : 349-366.
- CHRISTODOULAKIS, G. (2007), « Common Volatility and Correlation Clustering in Asset Returns », *European Journal of Operational Research*, 182 (3) : 1263-284.

- DE SANTIS, G. et G. GERARD (1997), « International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk », *Journal of Finance*, 5 : 1881-1912.
- DE SANTIS, G. et G. GERARD (1998), « How Big is the Premium for Currency Risk? », *Journal of Financial Economics*, 49 : 375-412.
- DORNBUSCH, R., Y. C. PARK et S. CLAESSENS (2001), « Contagion: Why Crises Spread and How This Can Be Stopped », in CLAESSENS, S. et K. FORBES (éds), *International Financial Contagion*, Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers, 19-41.
- DUMAS, B. et B. SOLNIK (1995), « The World Price of Foreign Exchange Risk? », *Journal of Finance*, 50 : 445-479.
- DUNGEY, M. et D. ZHUMABEKOVA (2001). « Testing for Contagion using Correlations: Some Words of Caution », working paper PB01-09, Center for Pacific Basin Monetary and Economic Studies, Economic Research Department, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- 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.
- ENGLER, R. F. (1982), « Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation », *Econometrica*, 50 : 987-1007.
- ENGLER, R. F. (2002), « Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3) : 339-350.
- ENGLER, R. F., T. ITO et W. L. LIN (1990). « Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market », *Econometrica*, 58 : 525-542.
- ENGLER, R. F. et F. KRONER (1995), « Multivariate Simultaneous Generalized ARCH », *Econometric Theory*, 11 : 122-150
- ENGLER, R. F. et V. K. NG (1993), « Measuring and Testing the Impact of News on Volatility », *Journal of Finance*, 48(5) : 1749-1778.
- ENGLER, R. et K. SHEPPARD (2001), « Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH » University of California, San Diego, Department of Economics, discussion paper 2001-15.
- EWING, B. T. et F. MALIK (2005), « Re-examining the Asymmetric Predictability of Conditional Variances: The Role of Sudden Changes in Variance », *Journal of Banking & Finance*, 29 : 2655-2673.
- FOERSTER, S. R. et G. A. KAROLYI (1999), « The Effects of Market Segmentation and Investor Recognition on Asset Prices: Evidence from Foreign Stocks Listing in the United States », *Journal of Finance*, 54 : 981-1014.
- FORBES, K. et R. RIGOBON (2002), « No Contagion, only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements », *Journal of Finance*, 57 (5) : 2223-2261.

- GLOSTEN, L., R. JAGANNATHAN et D. RUNKLE (1993), « On the Relation between Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks », *Journal of Finance*, 48 : 1779-1801.
- GRANGER, C. W. J., B. H. HUANG et C. W. YANG (2000), « A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia Flu », *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40 : 337-354.
- HAMAQ, Y., R. W. MASULIS et V. NG (1990), « Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets », *Review of Financial Studies*, 3(2) : 281-307.
- HENTSCH, L. (1995), « All in the Family: Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models », *Journal of Financial Economics*, 39 : 71-104.
- HM Treasury (2003), « UK Membership of the Single Currency: An Assessment of the Five Economic Tests », *HM Treasury Report*, Cm 5776.
- HON, M., J. STRAUSS et S. YONG (2004), « Contagion In Financial Markets after September 11th - Myth Or Reality? », *Journal of Financial Research*, 27 : 95-114.
- HON, M., J. STRAUSS et S. YONG (2007), « Deconstructing the NASDAQ Bubble: A Look at Contagion across International Stock Markets », *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17(3) : 213-230.
- INCLAN, C. et G. C. TIAO (1994), « Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance », *Journal of the American Statistical Association*, 89 : 913-923.
- JOHANSEN, S (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- KING, M., E. SENTANA et S. WADHWANI (1994), « Volatility and Links between National Stock Markets », *Econometrica*, 62 : 901-933.
- KING, M. A. et S. WADHWANI (1990), « Transmission of Volatility between Stock Markets », *Review of Financial Studies*, 3 : 5-33.
- KOUTMOS, G. et G. BOOTH (1995), « Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets », *Journal of International Money and Finance*, 14 : 747-762.
- KRUGMAN, P. (1994), « The Myth of Asian Miracle », *Foreign Affairs*, 73 : 62-78.
- KYLE, A. S. (1985), « Continuous Auctions and Insider Trading » *Econometrica*, 53 : 1315-1335.
- LAMOUREUX, C. G. et W. D. LASTRAPES (1990), « Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH Model », *Journal of Business & Economic Statistics*, 8 (2) : 225-234.
- LONGIN, F. et B. SOLNIK (2001), « Extreme Correlation of International Equity Markets », *Journal of Finance*, 56 : 651-678.
- LÜTKEPOHL, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin, Springer.
- MARTENS, M. et S. H. POON (2001), « Returns Synchronization and Daily Correlation Dynamics between International Stock Markets », *Journal of Banking and Finance*, 25 : 1805-1827.

- McALEER, M. et J. C. NAM (2005), « Testing for Contagion in Asian Exchange Rates », *Mathematics and Computers in Simulation*, 68 : 519-527.
- MIOTTI, L. et D. PLIHON (2001), « Libéralisation financière, spéculation et crises bancaires », *Économie Internationale*, 85(1) : 3-36.
- NELSON, D. B. (1991), « Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach », *Econometrica*, 59 : 347-370.
- NEWBY, W. K. et K. D. WEST (1994), « Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation », *Review of Economic Studies*, 61 : 631-653.
- 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.
- OLSON, D. et C. MOSSMAN (2001), « Cross-correlations and Predictability of Stock Returns », *Journal of Forecasting*, 20 : 145-160.
- PARK, Y. C. et C. Y. SONG (2000), « Financial Contagion in the East Asian crisis », in CLAESSENS, S. et K. FORBES (éds), *International Financial Contagion*, Norwell, MA : Kluwer Academic Publishers, p. 241-266.
- PERICOLI, M. et M. SBRACIA (2003), « A Primer on Financial Contagion », *Journal of Economic Surveys*, 17 (4) : 571-608.
- PRITSKER, M. (2001), « The Channels for Financial Contagion », in CLAESSENS, S. et K. FORBES (éds), *International Financial Contagion*, Boston MA: Kluwer Academic Publishers, p. 67-95.
- ROSS, S. A. (1989), « Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale to Timing and Resolution Irrelevancy », *Journal of Finance*, 44 : 1-17.
- SANDRETTO, R., M. AYADI, R. BOUDHINA et W. KHALLOULI (2006), « La contagion de la crise asiatique : dynamique de court terme et de long terme », *Économie Internationale*, 105 (1) : 113-134.
- SANSÓ, A., V. ARAGÓ, CARRIÓN et J. L. CARRION-I-SILVESTRE (2004), « Testing for Changes in the Unconditional Variance of Financial Time Series », *Revista de Economía Financiera*, 4 : 32-53
- SATTERTHWAITE, F. E. (1946), « An Approximate Distribution of Estimates of Variance Components », *Biometrics Bulletin*, 2(6) : 110-114.
- SGARD, J. (2000), « La longue crise de l'économie japonaise », *Économie Internationale*, 84 (4) : 3-12.
- TSE, Y. K. (2000), « A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Model », *Journal of Econometrics*, 98 (1) : 107-127.
- TSE, Y. K. et A.K.C. TSUI (2002), « A Multivariate GARCH Model with Time-varying Correlations », *Journal of Business and Economic Statistics*, 20 : 351-362.
- WELCH, B. L. (1938), « The Significance of the Difference between Two Means when the Population Variances Are Unequal », *Biometrika*, 29 : 350-362.
- WELCH, B. L. (1951), « On the Comparison of Several Mean Values: An Alternative Approach », *Biometrika*, 38: 330-336.