

La contagion de la crise des *subprimes* : dynamique de court terme et de long terme

Zied Akrouf and Adnen Chokri

Volume 80, Number 2, 2012

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1091848ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1091848ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Faculté des sciences de l'administration, Université Laval

ISSN

1705-7299 (print)

2371-4913 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Akrouf, Z. & Chokri, A. (2012). La contagion de la crise des *subprimes* : dynamique de court terme et de long terme. *Assurances et gestion des risques / Insurance and Risk Management*, 80(2), 323–343.
<https://doi.org/10.7202/1091848ar>

Article abstract

In this paper, we test the presence of contagion effects during the Subprime crisis. We propose a new procedure which consists in testing the non-linearity of the mechanisms spreading shocks, estimated with a model of long term interdependence. We apply this methodology to the markets of the stock market indices. Our results prove that France, Germany, UK and Japan were contaminated by contagion effects.

La contagion de la crise des *subprimes* : dynamique de court terme et de long terme

par Zied Akrouf et Adnen Chokri

RÉSUMÉ

L'objectif de cet article est de tester la présence du phénomène de contagion pendant la crise financière des *subprimes*. Pour cela, nous proposons une nouvelle procédure qui consiste à tester la non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs estimés à travers un modèle d'interdépendance de long terme. Nous appliquons cette méthodologie aux marchés boursiers de quatre pays à savoir l'Allemagne, la France, le Japon et le Royaume Unis. Les résultats empiriques montrent la contamination de ces quatre marchés boursiers par le phénomène de la contagion.

Mots clés : Crise des *subprimes*, contagion, modèle à correction d'erreur non-linéaire.

ABSTRACT

In this paper, we test the presence of contagion effects during the Subprime crisis. We propose a new procedure which consists in testing the non-linearity of the mechanisms spreading shocks, estimated with a model of long term interdependence. We apply this methodology to the markets of the stock market indices. Our results prove that France, Germany, UK and Japan were contaminated by contagion effects.

Keywords: Subprime crisis, contagion, non-linear error correction model.

Les auteurs :

Zied Akrouf, Maître Assistant à l'Institut Supérieur d'Administration des Affaires de Sfax, membre du laboratoire C.O.D.E.C.I., Tél. : 00216 97 89 84 14, email : ziedisaas@gmail.com

Adnen Chockri, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Tunisie, Département Méthodes Quantitatives, Laboratory of Applied Economics and Finance (LEFA), Email : adnen.chockri@gmail.com

I. INTRODUCTION

La crise des *subprimes* se distingue des crises antérieures par son caractère global et international. Elle compte parmi les plus graves crises connues par les marchés financiers développés car elle a touché les économies les plus stables (Europe, Japon), les plus dynamiques (BRIC) et les plus sensibles aux déséquilibres (PED).

Cette crise, de par son caractère global, suscite de multiples interrogations quant à ses origines et canaux de propagation. Quels sont les mécanismes de contagion qui sont à la base de l'effondrement des marchés des crédits sur différentes places boursières ? Quel rôle a joué la titrisation ? Pourquoi tant de passivité des agences de notation ? Comment justifier la volatilité excessive des prix de rendement des actifs financiers ?

Plusieurs approches ont été proposées pour décrire le comportement de la volatilité des marchés financiers. Toutefois, les spécifications de type ARCH initialement proposées par Engle (1982) sont généralement utilisées pour décrire l'évolution de la volatilité des variables. En effet, la volatilité des rendements des actions est fréquemment utilisée par les investisseurs comme un instrument de mesure du risque, ce qui a permis de trouver des explications à leurs comportements pendant les périodes de volatilité excessives des marchés financiers.

Les accroissements des volatilités observés sur les places financières présentent pour les investisseurs des accroissements des risques de leurs placements. Ceci va les inciter, étant donné leur aversion au risque, à demander des accroissements dans leurs rendements pour accepter de supporter cet excès de risque.

L'intégration accrue entre les différentes places financières dans le cadre d'une nouvelle architecture financière a provoqué la transmission des perturbations financières d'un marché à un autre. Cette transmission a nécessité la recherche d'une explication plus adaptée au cadre international.

Plusieurs études ont montré que des perturbations observées sur certains marchés financiers peuvent être expliquées par des chocs connus par d'autres. Ces chocs se propagent entre les marchés à travers différents canaux de contagion. Ces canaux sont dans certains cas les différents liens financiers, économiques et politiques qui existent entre les pays. Dans d'autres cas, ce sont les comportements des investisseurs qui expliquent la transmission des perturbations d'une place financière à une autre (Forbes K. et Rigobon R., 1999 et Kaminsky G. et Reinhart C., 2000).

Par ailleurs, certaines études ont été consacrées à l'analyse économétrique des mécanismes de transmission internationale. On se pose donc la question de l'identification de la manière dont les chocs induits par cette crise se transmettent d'un marché à un autre.

L'intérêt de notre travail est de mettre en relief l'ampleur de la crise du marché hypothécaire en tant que facteur de contagion.

L'article rappelle d'abord l'origine de la crise des *subprimes* et les différentes approches théoriques du phénomène de la contagion puis explicite la méthodologie suivie. Il analyse la pertinence des données et présente l'ensemble des résultats obtenus avant de conclure.

2. LES ORIGINES DE LA CRISE

Le déclencheur de la crise se situe donc dans un sous-compartiment du marché immobilier américain. Les établissements spécialisés dans le crédit *subprime* ont été directement et logiquement touchés. Mais c'est la mutation opérée depuis une quinzaine d'années avec ce que l'on appelle la titrisation qui permet de comprendre pourquoi et comment la contagion s'est opérée.

La titrisation consiste à transformer des crédits distribués par une banque en titres de créances (obligations) qu'un investisseur peut acheter et vendre à tout moment. On dit que ces obligations sont adossées à un portefeuille d'actifs. Les banques émettrices des crédits créent des sociétés intermédiaires dans lesquelles ces crédits constituent les actifs et qui émettent en contrepartie des obligations qui constituent le passif. Les intérêts et les remboursements des crédits servent au paiement des intérêts des obligations émises et à leur remboursement. Ces sociétés sont appelées SPV pour « Special Purpose Vehicle » ou « Véhicule spécial », car elles n'ont pas d'autre objet social et sont créées au cas par cas.

Quant aux investisseurs, il peut s'agir de ces mêmes banques ou d'autres banques, de fonds de pension, de hedge funds, etc.

L'avantage pour la banque est qu'elle n'a pas à porter les crédits. Elle les sort de son bilan. Elle n'a pas à constituer un capital en réserve pour le cas où des difficultés de remboursement se présenteraient (règles prudentielles concernant les fonds propres), et peut plus facilement consentir de nouveaux crédits. Avantage pour les investisseurs, ils peuvent espérer un très bon couplage rendement / risque sur les obligations. Avantage pour l'économie en général, les risques pris à l'origine par la banque sont reportés sur un plus grand nombre d'investisseurs.

En cas de choc, celui-ci est en principe mieux absorbé. Cette mutation de la titrisation a ainsi permis le financement de la forte croissance des États-Unis et de l'ensemble du monde après la sortie de la crise boursière des valeurs « internet ». Mais pourquoi le système a-t-il grippé et pourquoi le choc, au lieu d'être amorti, a-t-il été amplifié ?

- 1^{re} raison : avec la titrisation la vigilance des banques et des courtiers immobiliers qui ont initié les crédits aux ménages a été moins importante sur la capacité de ces derniers à rembourser correctement leur emprunt. Les banques qui « titrisent » portent moins les crédits. Elles se rémunèrent à la commission, puis revendent le crédit. Elles font de la quantité et peuvent être moins regardantes sur la qualité. Ce qu'on appelle l'aléa moral a joué à plein.
- 2^e série de raisons : la façon dont la titrisation a été opérée, avec une démultiplication opaque et spéculative du système.

Les banques d'affaires qui organisent la titrisation regroupent des « paquets » de crédits qu'elles mettent à l'actif des véhicules. Elles ont constitué des « paquets de crédits » *subprime*, mais aussi des paquets mixtes, mélangeant des crédits *subprimes* avec d'autres crédits hypothécaires, ou avec des crédits destinés à d'autres financements (par exemple des opérations LBO des fonds d'investissement).

Les risques de défaillance de ces « paquets » étaient supposés être inférieurs à ceux des crédits pris un par un. C'est ce qui permet d'obtenir une très bonne notation de la part des agences de notation sur les obligations émises en contrepartie. Mais cela n'est vrai que si les risques pris sur chaque crédit mis dans le paquet sont indépendants les uns des autres. Or, les risques mis en paquets n'étaient pas indépendants, (on appelle cela « granulaires ») mais interdépendants car tous liés au marché immobilier américain. La baisse des prix de l'immobilier américain a entraîné un effondrement de la valeur des actifs des véhicules. La contagion et l'amplification ont alors tenu à la façon dont ont été construites les obligations souscrites par les investisseurs en contrepartie des paquets d'actifs. Celles-ci ont également été découpées en « tranches ». Certaines tranches comportaient des rendements plus élevés, mais aussi plus de risques, en ce sens qu'elles étaient les premières à être pénalisées si intervenaient des accidents de paiement sur les actifs. Ces obligations ont été en principe souscrites par des fonds d'investissement à risque (hedge funds). Des tranches intermédiaires venaient ensuite et des tranches plus sécurisées (dites « senior ») n'étaient pénalisées qu'en cas de dévalorisation générale des actifs, ce qui était supposé ne jamais intervenir. Elles étaient souscrites notamment par des investisseurs plus prudents (fonds de pension). Mais l'effondrement

des actifs a entraîné même ces obligations dans la débâcle à la surprise de leurs souscripteurs puisqu'il n'y a pas eu d'alerte progressive par une détérioration de la notation.

Facteur supplémentaire, les investisseurs qui ont acheté les obligations n'ont pas tous acheté en payant comptant, mais en s'endettant à leur tour pour bénéficier de l'effet de levier d'un endettement à bas taux d'intérêt. Ces investisseurs, banques et hedge funds notamment, ont opéré en quelque sorte une titrisation au second degré en créant de nouveaux véhicules (appelés cette fois-ci SIV ou « conduits ») dont l'actif a été constitué par des obligations des véhicules de premier niveau et dont le passif a été constitué par du papier commercial à court terme (appelés « Asset Backed Commercial Paper » ou ABCP). Il en a été émis plus de mille milliards de dollars.

On est là dans un mécanisme de « transformation bancaire » consistant à utiliser des ressources à court terme pour effectuer des prêts à long terme.

La régulation et le contrôle des banques et notamment les règles de constitution d'un capital prudentiel en fonction des crédits distribués visent à protéger les épargnants et l'économie contre les risques liés à la transformation et à prévenir les paniques.

Sauf qu'ici, la transformation s'effectuait sur le marché et non dans les banques. Ces véhicules étaient contrôlés par leur créateur sans lui appartenir techniquement. Comme les autres véhicules de titrisation, ils étaient en principe hors bilan. Du coup, les règles communes du contrôle prudentiel bancaire ne leur sont pas appliquées.

L'effondrement des obligations a entraîné un mouvement de retrait massif vis-à-vis de ce papier commercial ainsi que l'assèchement brutal de la liquidité bancaire à partir de juillet 2007. Les banques ont mobilisé toutes leurs ressources pour leurs propres financements et ont refusé de prêter même à court et à très court terme aux autres banques. Cet engrenage a touché l'ensemble du système bancaire américain mais aussi européen parce que, dans le contexte de la globalisation financière, les banques européennes avaient également participé à ces montages.

Devant le risque de crise bancaire systémique, les banques centrales des États-Unis, d'Europe et du Japon ont injecté massivement et à plusieurs reprises des liquidités dans le marché des crédits interbancaires au cours du 4^e trimestre 2007.

De ce fait, les prix des actifs financiers ont subi de fortes fluctuations. Pendant cette période les marchés présentaient un comportement caractérisé par une volatilité excessive des prix et des rendements des actifs financiers, tout comme les niveaux des indices boursiers.

La plupart des valeurs financières ont chuté, pesant lourdement sur les places boursières. Les investisseurs s'inquiètent du véritable impact de la crise des *subprimes* sur les banques, craignant qu'il soit bien plus important qu'annoncé. L'arrivée des mauvaises nouvelles ne faisant qu'accentuer la nervosité sur les marchés tandis que les bonnes nouvelles annoncées sur le front de l'économie américaine sont ignorées par les marchés car interprétées comme aggravantes et inquiétantes (asymétrie de la volatilité du marché).

Les craintes des répercussions de la crise du crédit sur les grands établissements financiers (tels par exemple les faillites de Northern Rock Bank, Lehman Brother Bank et Bear Wall Stearns), ont déjà lourdement pesé sur les places boursières, le Dow Jones, indice vedette de Wall Street, a chuté de 16 % entre le 19/07/2007 et 16/10/2007, le CAC 40 de 14 % du 16/07/2007 au 16/08/2007 et ce, malgré la décision de la Réserve fédérale de baisser à nouveau son principal taux directeur de 25 points à 4,50 %.

3. APPROCHES THÉORIQUES DU PHÉNOMÈNE DE CONTAGION

Plus connu sous le nom de la théorie de la contagion, un nouveau courant de recherches spécialisées dans l'analyse des causes, conséquences et canaux de transmission des crises boursières, s'est développé depuis le début des années 90.

De manière générale, la contagion fait référence à l'extension des perturbations des marchés financiers d'un pays vers les marchés financiers d'autres pays. Plus précisément, on oppose traditionnellement la contagion fondamentale, induite par les interdépendances réelles et financières entre pays (fundamentals-based contagion, Kaminsky et Reinhart, 1999; Calvo et Reinhart, 1996) à la contagion psychologique/pure qui met en jeu le comportement des investisseurs (Masson, 1998, 1999).

Kaminsky et Reinhart (1999), et Calvo et Reinhart (1996) ont expliqué la contagion fondamentale par les deux développements suivants :

- Le premier est assimilé à un effet de Mousson (Moonsonal effect). Des pays subissent des crises simultanées en raison d'un choc commun (baisse du prix du pétrole, hausse des taux d'intérêt américains...) qui provoque un retrait de fonds hors des pays émergents par exemple. Ce choc, aléatoire, affecte de façon similaire un ensemble de pays émergents, sans qu'il y ait de premier pays touché.

- Le deuxième est lié aux interdépendances « normales » entre pays (spillover effects). Des pays sont frappés à cause de l'existence d'une crise ailleurs en raison des liens commerciaux et financiers qui existaient entre les pays avant la crise.

Enfin, si aucun des facteurs précédents ne parvient à justifier les crises en série, il s'agit alors pour Masson de contagion dite pure. Cette dernière forme de contagion met en évidence le fait que la transmission d'une crise peut être liée davantage au comportement des investisseurs qu'à l'évolution des fondamentaux macroéconomiques.

On parle de « shift contagion » (expression de Forbes et Rigobon, 2000), qui considèrent que la contagion doit être définie comme une augmentation significative des liens entre les marchés financiers due à un choc spécifique à un pays ou à un groupe de pays. Ces liens peuvent être mis en évidence de plusieurs façons, par le biais de plusieurs statistiques telles que la corrélation entre les rendements des actifs, la probabilité d'attaque spéculative ou bien par une simple mesure de volatilité des marchés. Il s'agit en fait de la contagion de stress et de la panique financière.

Forbes et Rigobon (2002) opposent les théories non contingentes aux crises aux théories contingentes aux crises. Dans le cadre des théories non contingentes aux crises, les mécanismes des propagations des crises sont indépendants des moments du déclenchement des crises. Ces mécanismes, suite à un choc initial, ne sont pas différents de ceux avant le choc sous l'hypothèse d'existence permanente des co-mouvements entre les différents marchés. Dans le cas des théories contingentes aux crises, le mécanisme de transmission durant la crise (ou juste après) est fondamentalement différent de celui qui prévalait avant la crise. Cette dernière provoque un changement structurel de telle sorte que les chocs se propagent par l'intermédiaire d'un canal qui n'existe pas durant les périodes de stabilité financière.

4. MÉTHODOLOGIE

La contagion est définie comme le changement significatif dans les mécanismes de propagation des chocs causés par un pays ou un groupe de pays. Ce changement est en fait synonyme de génération de nouveaux canaux de propagation, ce qui entraîne la présence de contagion au sens de Forbes et Rigobon (2001). Dans les travaux empiriques, ce changement est identifié via la non-linéarité qui figure dans l'interdépendance entre les marchés financiers (Favero et Giavazzi, 2002; Wälti 2003; Bonfiglioli et Favero, 2005). Nous distinguons ici l'interdépendance de court terme.

Notre test de présence de contagion procède ainsi en deux étapes à l'instar de Ayadi, M; Boudhina, R; Khallouli, W. et Sandretto, R. (2006) qui utilisent cette méthodologie pour tester la présence de la contagion pendant la crise asiatique. Dans la première, nous testons la possibilité de présence d'interdépendance de long terme entre les marchés financiers, en identifiant des relations de cointégration, ce qui permet d'explicitier les canaux permanents via lesquels les chocs sont normalement propagés. Dans la seconde étape, nous testons l'hypothèse selon laquelle ces canaux ont été modifiés durant la période de crise. En d'autres termes, nous testons la non-linéarité dans le comportement d'ajustement de court terme qui mène à l'équilibre de long terme, dans un modèle ECM.

4.1 L'approche de corrélation

Les instruments de propagation sont souvent approximés par le coefficient de corrélation entre les marchés financiers. La contagion est ainsi mesurée par l'augmentation significative de la corrélation entre ces marchés. Récemment, Rigobon (2000) ainsi que Forbes et Rigobon (2002) ont démontré que ce type de test, basé sur une analyse de corrélation conditionnelle, admet plusieurs limites. En effet, le test de corrélation se base essentiellement sur le test de stabilité du coefficient β de l'équation suivante :

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où x_t et y_t représentent les marchés de deux pays.

Cependant, l'utilisation des séries financières de haute fréquence entache le test de trois types de biais, suite à la présence des problèmes d'hétéroscédasticité, d'endogénéité et d'omission de variables. D'où, afin de contourner ces trois types de problèmes, Rigobon (2000) spécifie un système de deux équations simultanées permettant d'éviter le biais d'endogénéité : la première équation est associée à un pays affecté par la crise et la deuxième équation est relative au pays originaire de la crise. Chacune de ces deux équations associe un terme d'erreur spécifique formé d'une variable latente z_t (une variable qui saisit les chocs agrégés non observables) et une variable aléatoire afin de contourner le problème des variables omises. Enfin, Rigobon (2000) essaye de résoudre le problème de l'hétéroscédasticité en distinguant entre la période de crise et la période de stabilité. Formellement, le modèle prend la forme suivante :

$$\begin{aligned} y_t &= \beta x_t + \gamma z_t + \varepsilon_t \\ x_t &= \alpha y_t + z_t + \eta_t \end{aligned} \quad (2)$$

où ε_t et η_t sont des termes aléatoires qui représentent les chocs structurels spécifiques aux pays. Ces chocs sont supposés indépendants mais pas nécessairement identiquement distribués et non corrélés avec la variable latente z_t . Les variables x_t et y_t ont des moyennes nulles et des variances finies.

Le problème d'endogénéité est traité via la simultanéité des équations. Celui des variables omises est résolu en imposant une forme particulière de la matrice de variances-covariances des erreurs qui est exprimée en fonction du paramètre γ et qui est normalisée en imposant un coefficient γ égal à l'unité pour l'équation (2). Enfin, l'hétéroscédasticité est modélisée comme le changement dans la variance des chocs communs ou structurels. Dès lors, le test d'une hypothèse nulle de stabilité des mécanismes de propagation (absence de contagion) contre l'hypothèse alternative d'existence de contagion peut se ramener à un test de stabilité des paramètres du modèle (2), entre les périodes de tranquillité et de crise. Toutefois, un problème d'identification se pose puisqu'il s'agit d'un système à deux équations.

Pour contourner ce problème, Rigobon (2002) a exploité la multiplicité des régimes. En d'autres termes, en supposant les deux régimes, stables et de haute volatilité, Rigobon (2002) a déduit un nouveau système qui comporte quatre équations au lieu de deux. Le système est alors identifiable. Il est estimé en utilisant une méthode d'estimation à information limitée basée sur les variables instrumentales. En s'appuyant sur ces multiples corrections, Rigobon (2003) a développé une nouvelle procédure, à savoir le test DCC (Determinant of the Change in the Covariance).

4.2 Cointégration, ECM linéaire et modélisation de l'interdépendance

Si la combinaison linéaire z_t de deux séries non stationnaires x_t et y_t , est stationnaire, les deux séries sont dites co-intégrées (Engle et Granger, 1987). L'équation (1) estimée représente alors la relation d'équilibre de long terme entre x_t et y_t . Il existe ainsi une représentation ECM qui permet de concilier les horizons temporels de court et de long terme, représentée comme suit :

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta x_{t-i} + \delta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où ε_t est un bruit blanc, z_{t-1} est l'erreur d'équilibre de la relation de long terme et δ est la vitesse d'ajustement de court terme vers l'équilibre de long terme. Chaque fois qu'il y a déviation, cette vitesse

ramène le système à l'équilibre ou à la situation de stabilité. Dès lors, ce coefficient δ doit être négatif pour que le phénomène de retour à l'équilibre existe.

Pour Forbes et Rigobon (2001), la présence d'une relation de cointégration montre l'existence de canaux permanents de propagation des chocs entre les marchés financiers. La cointégration linéaire est aussi utilisée pour vérifier l'intégration et l'efficacité des marchés financiers (Climent et Meneu, 2003). Formellement, ces canaux permanents qui assurent la propagation des chocs du marché x_t vers le marché y_t sont représentés par le paramètre β de la relation d'équilibre de long terme (1). C'est la raison pour laquelle, dans les travaux qui utilisent l'approche de corrélation, le test de la présence de contagion consiste à tester la stabilité de ce coefficient β . Cependant, l'étude des mécanismes de propagation, en utilisant la cointégration linéaire, se fait sur longue période et omet la réalisation de la vraie contagion sur courtes périodes. Nous utilisons ainsi la spécification ECM (3) comme un modèle d'interdépendance entre les deux marchés x_t et y_t . Nous étendons ensuite notre analyse à l'identification de la non-linéarité (l'asymétrie) des chocs structurels sur y_t , estimés par l'erreur d'équilibre z_{t-1} . Nous traitons donc l'ECM non linéaire ou asymétrique.

4.3 La modélisation de la contagion via l'ECM non linéaire

Le premier travail qui a formulé la non-linéarité au niveau du mécanisme d'ajustement ou l'ECM revient à Granger et Lee (1989). Cette représentation a été par la suite développée par Escribano et Pfann(1998). Ces derniers considèrent que les modèles ECM linéaires reposent sur des conditions restrictives à savoir :

- L'unicité de l'équilibre de long terme.
- L'ajustement par rapport à l'équilibre est symétrique.

Or selon Masson(1999), lors des périodes de crise, les marchés financiers peuvent donner lieu à des situations d'équilibres multiples traduisant les changements brusques dans les anticipations des investisseurs vis-à-vis du risque. Ces derniers procèdent à des opérations de réajustement et de réallocation de portefeuilles faisant ainsi déplacer le marché d'un état d'équilibre à un autre. Également, et comme il a été avancé dans plusieurs études, l'ajustement par rapport à l'équilibre est asymétrique : la réaction des marchés au choc négatif diffère de celle suite à un choc positif. Escribano et Pfann(1998) ont partagé le terme de correction d'erreur dans le modèle ECM en deux parties, positive et négative, telles que :

$$z_{t-1}^+ = \begin{cases} z_{t-1} & \text{Si } \Delta z_{t-1} > 0 \\ 0 & \text{Si non} \end{cases}$$

$$z_{t-1}^- = \begin{cases} z_{t-1} & \text{Si } \Delta z_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{Si non} \end{cases}$$

Cette transformation permet ainsi la création de deux situations d'équilibres caractérisées chacune par une vitesse d'ajustement spécifique. Le premier équilibre de stabilité est saisi par le terme z_{t-1}^- . Par contre, l'équilibre de crise est saisi par le terme z_{t-1}^+ . Dans le cas où Δz_{t-1} est nul, les mécanismes de propagation représentés par le coefficient β , sont approximés par le rapport des variations des deux séries $\left(\Delta z_{t-1} = 0 \Leftrightarrow \beta = \frac{\Delta y_{t-1}}{\Delta x_{t-1}} \right)$. Ce rapport représente en fait la dynamique de court terme, voire les co-mouvements qui assurent une propagation permanente des chocs entre les deux marchés financiers. Durant la période de stabilité, ces co-mouvements s'avèrent inférieurs à un niveau $\beta \left(\Delta z_{t-1} < 0 \Leftrightarrow \frac{\Delta y_{t-1}}{\Delta x_{t-1}} < \beta \right)$.

Toutefois, ils deviennent supérieurs à ce niveau durant la période de crise $\left(\Delta z_{t-1} > 0 \Leftrightarrow \frac{\Delta y_{t-1}}{\Delta x_{t-1}} > \beta \right)$. Nous constatons par conséquent que dans le cas de non-linéarité de l'ECM, les mécanismes de propagation saisis par le paramètre β changent de comportement durant la période de crise, puisque nous discernons une augmentation significative dans le degré des co-mouvements entre les marchés financiers. Cette non-linéarité illustre le changement significatif dans les canaux de propagation des chocs, ce qui identifie la présence de la contagion selon notre définition.

Dès lors, la nouvelle représentation de l'ECM sera :

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta x_{t-i} + \delta_1 z_{t-1}^+ + \delta_2 z_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (4)$$

Selon Escribano-Pfann (1998), si δ_1 est statistiquement différent de δ_2 , l'hypothèse nulle de linéarité est rejetée et nous concluons à

l'existence d'une asymétrie significative dans le modèle ECM. En d'autres termes, nous acceptons l'hypothèse de non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs. Nous interprétons ainsi ce résultat par la présence de la contagion dans le marché y_t généré par le marché x_t . Enfin, il faut noter que pour corriger le problème d'hétéroscédasticité identifié par un test ARCH, nous supposons que les erreurs suivent un processus GARCH(1,1).

5. RÉSULTATS

5.1 Données

La plupart des travaux empiriques sur la contagion financière pendant la crise des *subprimes* utilisent les marchés boursiers comme indicateur des attentes et du comportement des investisseurs internationaux (Horta, Mendes et Vieira, 2008, 2009, Idier, 2008). D'où, afin de tester l'existence de la contagion durant la crise des *subprimes*, nous utilisons des indices boursiers de cinq pays développés : les États-Unis (S&P500), la France (CAC40), le Japon (NIKKEI225), le Royaume-Uni (FTSE100) et l'Allemagne (DAX30).

Les données couvrent une période allant du 04/01/2006 au 31/07/2009. Cette période a été divisée en deux sous-périodes afin de pouvoir examiner l'éventuel changement dans les relations de cointégration. Cette décomposition est la suivante :

- Première sous-période : du 04-01-2006 au 31-07-2007 (période de tranquillité).
- Deuxième sous-période : du 01-08-2007 au 31-07-2009 (période de la crise).

Les séries sont exprimées en logarithme népérien afin que l'on puisse interpréter les liens entre les indices boursiers en termes d'élasticité. Les données sont extraites de Yahoo-Finance. Le Tableau 1 fournit la matrice des corrélations ainsi que quelques statistiques descriptives des indices boursiers des pays de l'échantillon.

Nous remarquons la forte corrélation entre les indices boursiers des pays de notre échantillon : la plus faible est 0,754 entre l'Allemagne (DAX30) et le Japon (NIKKEI225), tandis que la plus élevée est de l'ordre de 0,982 entre la France (CAC40) et le Royaume-Uni (FTSE100). Ces corrélations extrêmement élevées illustrent l'interdépendance financière entre les pays de l'échantillon.

À l'exception du Royaume-Uni, toutes les autres séries des indices boursiers, marquées par une faible volatilité (écart-type = 0,173), présentent un comportement relativement plus volatil.

**TABLEAU I
MATRICE DE CORRÉLATION ET STATISTIQUES
DESCRIPTIVES**

	S&P500	CAC40	DAX30	FTSE100	NIKKEI225
S&P500	1				
CAC40	0,962	1			
DAX30	0,809	0,823	1		
FTSE100	0,954	0,982	0,851	1	
NIKKEI225	0,918	0,949	0,754	0,951	1
Moyenne	6,861	7,424	7,765	7,786	8,542
Médiane	6,941	7,671	7,951	7,897	8,863
Max	6,876	7,623	7,861	7,954	8,812
Min	6,145	6,975	7,612	7,243	8,161
Écart type	0,273	0,310	0,313	0,173	0,340

5.2 Cointégration et estimations des modèles d'interdépendance

Nous commençons notre étude de cointégration par l'application de tests de racine unitaire sur les séries des indices boursiers des différents pays de l'échantillon. En plus du test de Dickey Fuller Augmenté (ADF), nous appliquons le test de Phillips-Perron (PP) qui permet de tenir compte, de façon non-paramétrique, de la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. Nous confirmons aussi nos résultats par le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) qui, contrairement aux deux autres tests, est basé sur l'hypothèse nulle de stationnarité.

Le Tableau 2 présente les résultats des différents tests de racine unitaire sur les niveaux et les différences premières du logarithme des séries. Il en ressort que toutes les séries sont intégrées d'ordre 1 (I(1)) à un seuil de 5%. Ce résultat révèle ainsi la possibilité d'une relation de cointégration entre les différents indices boursiers utilisés, ce que nous allons tester au moyen de l'approche de Johansen (1991).

TABLEAU 2
TESTS DE RACINE UNITAIRE

Indices boursiers	Niveau			Différence première		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
FRA	-0,141	-0,368	1,219	-15,662	-36,290	0,760
JAP	-0,2011	-0,1564	1,7092	-32,591	-32,590	0,430
GER	-1,926	-1,889	1,115	-35,058	-35,128	0,290
UK	-0,660	-0,886	1,090	-14,927	-35,393	0,425
USA	-1,206	-1,247	1,533	-27,780	-38,470	0,198

Note : Les valeurs critiques sont égales à $(-2,87)$ pour le test d'ADF et PP et $(0,463)$ pour le test KPSS (source : Kwiatkowski et al., 1992), à un seuil de 5%.

Le Tableau 3 donne les résultats des tests de la trace qui permet de trouver le nombre maximal de relations de cointégration. L'hypothèse nulle d'absence de cointégration ($r \leq 0$) est rejetée au seuil statistique de 5%. En revanche, nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il existe au plus une relation de cointégration entre les différents indices boursiers ($r \leq 1$). Le test de Johansen montre ainsi qu'il existe un vecteur de cointégration bien qu'il ne permette pas d'indiquer les variables qui sont co-intégrées. Néanmoins, l'existence des relations de cointégration peut s'interpréter comme la présence de canaux permanents de propagation des chocs entre les pays de l'échantillon. Nous identifions ainsi la présence de contagion dans un pays en testant la non-linéarité de ces canaux à travers la spécification ECM où nous normalisons le coefficient relatif à ce pays, c'est-à-dire que nous choisissons l'indice boursier de ce pays comme la variable endogène (y_t de l'équation 4). Les indices boursiers des autres pays constituent les variables exogènes (x_t de l'équation 4), supposées être à l'origine des chocs. En fait, nous ne nous limitons pas à un seul pays comme source de contagion puisque nous supposons, dans notre définition, que les chocs peuvent être causés par un pays ou un groupe de pays.

TABLEAU 3
TEST JOHANSEN MULTIVARIÉ DE COINTÉGRATION
DES INDICES BOURSIERS

H_0	H_A	Trace Statistic λ_{trace}	Max- Eigen Statistic λ_{max}	5 percent Critical Value		1 percent Critical Value	
$R \leq 0$	$R > 0$	60,4269	38,9319	68,52	33,46	76,07	38,77
$R \leq 1$	$R > 1$	21,495	12,7064	47,21	27,07	54,46	32,24
$R \leq 2$	$R > 2$	8,7885	6,5784	29,68	20,97	35,65	25,52
$R \leq 3$	$R > 3$	2,2101	2,2094	15,41	14,07	20,04	18,63
$R \leq 4$	$R > 4$	0,000755	0,00075	3,76	3,46	6,65	6,65

Note : Les valeurs critiques du test de la trace sont données par les tables de Osterwald-Lenum (1992).

Le Tableau 4 présente les estimations des différentes équations de long terme relatives à chaque pays, ainsi que les résultats des tests de racine unitaire sur chaque erreur d'équilibre relative. Les tests ADF et PP montrent la stationnarité au niveau seulement des résidus estimés à partir des équations de long terme dont les variables endogènes sont FRA, JAP, GER et UK. Ce résultat confirme par ailleurs l'existence des relations de cointégration entre les indices boursiers selon l'approche d'Engle et Granger (1987) et corrobore le résultat du test de Johansen déjà présenté. Nous spécifions ainsi quatre équations possibles du modèle à correction d'erreur (équation 3) dans lesquels nous normalisons respectivement les coefficients relatifs à ΔFRA , ΔJAP , ΔGER et ΔUK . Ces quatre équations modélisent ainsi la dynamique de court terme qui assure une situation d'interdépendance de long terme à travers laquelle se propagent, d'une façon permanente, les chocs réalisés dans la région vers l'Allemagne, la France, le Japon et le Royaume-Uni.

TABLEAU 4
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DES ÉQUATIONS
DE LONG TERME

	FRA	JAP	GER	UK	USA
C	-1,8106 (-19,704)	-1,687 (-6,915)	-5,682 (-15,110)	2,421 (-102,566)	-1,943 (-11,491)
FRA	–	1,207 (-19,522)	0,169 (-1,406)	0,407 (-21,157)	0,593 (-12,154)
JAP	0,226 (-19,522)	–	-0,668 (-13,961)	0,074 (-7,625)	-0,232 (-10,859)
GER	0,011 (-1,406)	-0,241 (-13,961)	–	0,101 (-19,687)	-0,115 (-8,831)
UK	0,751 (-21,157)	0,730 (-7,625)	2,749 (-19,687)	–	0,844 (-12,842)
USA	0,214 (-12,154)	-0,448 (-10,859)	-0,6184 (-8,831)	0,165 (-12,842)	–
R²	0,986	0,949	0,809	0,986	0,9502
ADF	-7,348	-7,391	-8,796	-7,721	-3,255
PP	-7,509	-7,359	-8,762	-7,889	-8,202

Notes : Les variables en haut sont les variables endogènes de l'équation 1.

Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

La valeur critique est égale à (- 4,41) pour le test d'ADF et PP à un seuil de 5%.

Le Tableau 5 synthétise les résultats des estimations univariées des quatre spécifications ECM linéaires identifiées. Les coefficients relatifs aux erreurs d'équilibres s'avèrent toujours négatifs (-0.827, -0.938, -1.142 et -0.627) dans les quatre équations et significativement différents de zéro au seuil statistique de 5% (leurs t de Student sont respectivement égaux à (-10.033, -8.218, -15.548 et -7.981) qui sont supérieurs à 1,96 en valeur absolue). Dès lors, le phénomène de retour vers l'équilibre de long terme est vérifié dans les deux spécifications. Toute déviation dans les variables exogènes de l'équation de long terme se compense par une réaction de la variable endogène afin de ramener le système à l'équilibre, ce qui montre par ailleurs la présence de canaux permanents de propagation des chocs vers la France, l'Allemagne, le Royaume-Uni et le Japon.

TABLEAU 5
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DES ECM
LINÉAIRES

	Δ FR	Δ JAP	Δ GER	Δ UK
C	0,0001 (0,271)	-0,0001 (-0,229)	0,0004 (1,222)	0,00001 (0,111)
Δ FR (-1)	0,009 (0,098)	0,461 (3,524)	0,256 (3,004)	0,105 (1,152)
Δ JAP (-1)	0,470 (16,909)	-0,004 (-0,116)	0,452 (18,254)	0,434 (16,387)
Δ GER (-1)	-0,811 (-7,801)	-1,130 (-7,952)	-1,238 (-13,361)	-0,645 (-6,499)
Δ UK (-1)	-0,123 (-1,391)	-0,115 (-0,945)	-0,105 (-1,329)	-0,205 (-2,428)
Δ USA (-1)	0,672 (8,994)	0,800 (7,769)	0,945 (14,189)	0,533 (7,485)
Z_{t-1}	-0,827 (-10,033)	-0,938 (-8,218)	-1,142 (-15,548)	-0,627 (-7,981)
R^2	0,331	0,094	0,424	0,299

Notes : Les variables en haut sont les variables endogènes de l'équation 3.
Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

5.3 Preuve de contagion

Le Tableau 6 donne les résultats des estimations des modèles ECM non linéaires (asymétriques). Nous constatons que ce sont seulement les valeurs retardées de l'indice boursier des États-Unis (S&P 500) qui sont dotées d'un coefficient statistiquement différent de zéro et d'un signe positif, ce qui confirme le résultat, trouvé également par l'estimation des ECM linéaires, concernant l'importance du marché boursier américain. Dans les quatre équations, les coefficients de z_{t-1}^+ et z_{t-1}^- sont affectés d'un signe négatif et sont statistiquement différents de zéro à un seuil statistique de 5 % : la condition d'existence du phénomène de retour vers l'équilibre pour les deux périodes de tranquillité et de crise est vérifiée.

TABLEAU 6
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DES ECM
NON LINÉAIRES

	Δ FR	Δ JAP	Δ GER	Δ UK
C	0,0006 (1,222)	0,0008 (1,194)	0,0008 (1,879)	0,0005 (1,204)
Δ FR (-1)	-0,002 (-0,023)	0,440 (3,372)	0,248 (2,901)	0,092 (1,013)
Δ JAP (-1)	0,465 (16,664)	-0,017 (-0,452)	0,448 (18,025)	0,428 (16,132)
Δ GER (-1)	-0,809 (-7,799)	-1,125 (-7,948)	-1,237 (-13,362)	-0,643 (-6,494)
Δ UK (-1)	-0,118 (-1,335)	-0,103 (-0,850)	-0,101 (-1,283)	-0,200 (-2,367)
Δ USA (-1)	0,672 (9,011)	0,800 (7,801)	0,945 (14,205)	0,533 (7,502)
z_{t-1}^+	-0,735 (-7,801)	-0,757 (-5,774)	-1,075 (-12,782)	-0,528 (-5,891)
z_{t-1}^-	-0,906 (-9,911)	-1,088 (-8,652)	-1,201 (-14,720)	-0,712 (-8,178)
R^2	0,334	0,103	0,426	0,303
Test de non linéarité $H_0 : \delta_1 = \delta_2$ (p-value)	F(1,820) = 3,966 (0,0467)	F(1,784) = 7,748 (0,005)	F(1,820) = 2,714 (0,0998)	F(1,815) = 5,024 (0,025)
Hypothèse de linéarité	Rejeter	Rejeter	Rejeter	Rejeter

Notes : Les variables en haut sont les variables endogènes de l'équation 4.
Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

Par ailleurs, leurs coefficients sont statistiquement différents à un seuil statistique de 5 % dans les quatre équations : la statistique de Fisher montre le rejet de l'hypothèse nulle d'égalité entre ces quatre coefficients [$F(1,820) = 3,966$ avec une p-value (0,0467) pour la France, $F(1,784) = 7,748$ avec une p-value (0,005) pour le Japon, $F(1,820) = 2,714$ avec une p-value (0,0998) pour l'Allemagne, et $F(1,815) = 5,024$ avec une p-value (0,025) pour le Royaume-Uni.]

Nous vérifions ainsi l'asymétrie de l'ECM dans ces quatre cas. Cette non-linéarité implique en effet un changement dans les mécanismes de propagation des chocs de l'ensemble des pays de l'échantillon

vers l'Allemagne, la France, le Japon, le Royaume-Uni. En fait, ce changement est dû à la génération de nouveaux canaux de propagation durant la période de crise, ce qui tend à confirmer les théories contingentes aux crises. Nos résultats montrent donc l'existence d'un processus de contagion entre certains des pays développés affectés par la crise des *subprimes*.

6. CONCLUSION

Cet article a proposé une nouvelle procédure pour tester la non-linéarité dans la propagation des chocs financiers, en suivant la méthodologie de Favero et Giavazzi (2002), ainsi que celle de Rigobon (2003), qui soulignent l'importance de la modélisation de l'interdépendance financière afin de tester la stabilité des mécanismes de propagation. Par ailleurs, nous avons utilisé des erreurs qui suivent un processus GARCH (1,1) afin de corriger les problèmes d'hétéroscédasticité.

L'estimation sur l'intégralité de la période a permis également de remédier aux problèmes pouvant résulter d'une mauvaise spécification de la période de crise. Les résultats montrent la non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs sur les marchés des indices boursiers de l'Allemagne, de la France, du Japon et du Royaume-Uni, initiés à partir des États-Unis, et concluent ainsi à la présence de la contagion pour ces quatre pays. Il convient ici de souligner que ce résultat est cohérent à la fois avec le rôle joué par les fondamentaux et avec l'existence d'un processus de contagion lié à l'impact des changements dans les croyances des investisseurs.

Références

- Adrian Blundell-Wignall, Paul Atkinson (2009), « Origins of the financial crisis and requirements for reform », *Journal of Asian Economics*, 20 (5) : 536-548.
- Ayadi, M., Boudhina, R., Khallouli, W. et Sandretto.R., (2006), « La contagion de la crise asiatique: Dynamiques de court terme et court terme et de long terme », *Économie internationale*, 105 : 113-135.
- Bonfiglioli, A., Favero, C.A., (2005), « Explaining co-movements between stock markets: The case of US and Germany », *Journal of International Money and Finance*, 24(8) : 1299-1316.
- Calvo, S., Reinhart, C.M., (1996), Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effects. In : Calvo, G.A., Goldstein, M., Hochreiter, E. (Eds.), *Private Capital Flows to Emerging Markets*, Institute for International Economics, Washington DC.

- Climent, F., Meneu, V., (2003), « Has 1997 Asian crisis increased information flows between international markets », *International Review of Economics and Finance*, 12(1) : 111-143.
- Dungey, M., Fry R., González-Hermosillo, B., Martin V., Tang C. (2008), « Are financial crisis alike ? » In : International Workshop on Contagion and Financial Stability, Paris, 30th May. Available via Banque de France.
- Engle, Robert F., (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50(4) : 987-1008.
- Engle, Robert F., Granger, C. W. J., (Mar., 1987), *Econometrica*, 55 (2) : 251-276.
- Escribano, A., Pfann, A.G., (1998), «Non-linear error correction, asymmetric adjustment and cointegration », *Economic Modelling*, 15 (2) : 197-216.
- Favero, C.A., Giavazzi, F., (2002), «Is the international propagation of financial shocks non-linear? Evidence from the ERM », *Journal of International Economics*, 57 (1) : 231-246.
- Forbes, K., et R. Rigobon (1999). «No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements », document de travail N° 7267, National Bureau of Economic Research.
- Forbes, K., Rigobon, R. (2000), «Contagion in Latin America: definitions, measurements and policy implications », NBER Working Paper, N° 7885, septembre.
- Forbes, K., Rigobon, R., (2001), « Contagion in Latin America: Definition, measurement, and policy implications », MIT Sloan School of Management and NBER, 17, janvier.
- Forbes, K., Rigobon, R. (2002), «No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements », *Journal of Finance*, 57 (5) : 2223-2261.
- Fry, R, Martin, V, Tang, C (2008), « A new class of tests of contagion with applications ». In : International Workshop on Contagion and Financial Stability, Paris, 30th May. Available via Banque de France.
- Granger, C. W. J., Lee, T. H., (1989), Investigation of production, sales and non-inventory relationships using multicointegration symmetric error correction models, *Journal of Applied Econometrics*, 4 : 5145-159.
- Horta, P., Mendes, C. et Vieira, I. (2008), « Contagion effects of the US Subprime Crisis on Developed Countries », CEFAGE-UE Working Papers 2008_08, University of Evora, CEFAGE-UE (Portugal).
- Horta, P., Mendes, C. et Vieira, I. (2009), «Contagion effects of the subprime crisis in the European Nyse-Euronext », CEFAGE-UE Working Papers 2009_01, University of Evora, CEFAGE-UE (Portugal).
- Idier, J. (2008), «Long term vs. short term transmission in stock markets: the use of Markov-switching multifractal models. » In : International Workshop on Contagion and Financial Stability, Paris, 30th May. Available via Banque de France.
- Johansen, S. (1991), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models ». *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Kaminsky, G., Reinhart, C. (1999), «Bank lending and contagion: evidence from the Asian crisis », NBER's 10th Annual East Asian seminar on economics, 10-12 juin, NBER.

- Kaminsky, G., Reinhart, C. (2000), «On crises, contagion, and confusion», *Journal of International Economics*, 51 (1) : 145-168.
- Lewis, M.K. (2009), «The origins of the sub-prime crisis: Inappropriate policies, regulations, or both?», *Accounting Forum*, 33 : 114-126.
- Masson, P. (1998), «Contagion: monsoonal effects, spillovers and jumps between multiple equilibria», IMF/WP/98/142, septembre.
- Masson, P. R. (1999), «Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria», *Journal of International Money and Finance*, 18 (4) : 587-602.
- Rigobon, R. (2001), Contagion: How to Measure it? Paper delivered at the NBER Conference on currency crisis, NBER Working Paper N°. W8118 – www.nber/papers/w8118
- Rigobon, R. (2003), «On the measurement of the international propagation of shocks: is the transmission stable?», *Journal of International Economics* 61(2) : 261-283.
- Wälti, S. (2003), «Testing for contagion in international financial markets: Which way to go?», HEI Working Paper 04/2003.