

## **Mesure économétrique de la Transmission des Chocs lors de la Crise des Subprimes sur les pays Développés et Emergents**

**Hemche Omar<sup>1</sup>** (Doctorant)

hemche\_o@hotmail.com

**Samir.B. Maliki<sup>2</sup>**

sb\_maliki@mail.univ-Tlemcen.dz

Université de Tlemcen

**Résumé :** Cet article s'intéresse à l'examen du comportement de 6 marchés boursiers relatifs aux pays développés et émergents qui ont été touchés par la crise des subprimes déclenchée aux Etats-Unis d'Amérique, via la contagion. Nous avons testé empiriquement ce phénomène via la technique de VAR. L'étude s'étend sur une période de sept années allant du 5/01/2005 au 28/12/2011 sur les marchés boursiers. Les résultats des tests ont montré qu'il y a un effet de transmission de choc bilatéral du marché boursier américain vers ceux de la France, Royaume-Unis et Italie. Par contre le marché américain influence indirectement les marchés des pays émergents notamment l'Argentine et le Mexique via les pays développés.

**Mots clés :** VAR, subprimes, transmission, chocs, causalité, décomposition de la variance.

**Abstract :** This paper focuses on examining the behavior of six stock markets relative to the developed and emerging countries affected by the subprime crisis via contagion. We try to test empirically the phenomenon through the VAR technique. The study extends over a period of seven years from 01/05/2005 to 28/12/2011 in the stock markets. Results showed an bilateral effect of shock transmission U.S. stock market to those of France, UK and Italy. Unlike the U.S. market influence indirectly emerging market countries such as Argentina and Mexico.

**Keywords :** VAR, subprimes, transmission, shocks, causality, variance decomposition

### **1. Introduction**

Au cours des dernières années, les marchés financiers ont subi une crise financière déclenchée par l'éclatement de la bulle hypothécaire américaine. Déclenchée au deuxième semestre 2006 avec le krach des prêts immobiliers (hypothécaires) à risque aux Etats-Unis, la crise des subprimes a constitué l'étincelle du déclenchement de la crise financière de 2007-2009, la plus sévère depuis la Grande Dépression des années 30. Débutée en juillet 2007 par le gonflement des bulles économiques et les pertes des établissements financiers provoquées par les crédits titrisés, elle s'est fortement accentuée en septembre 2008 avec la faillite de plusieurs établissements financiers provoquant un début de crise systémique et, avec elle, la mise en difficulté de plusieurs états.

---

<sup>1</sup> Laboratoire MECAS, Faculté des sciences économiques, Université de Tlemcen,

<sup>2</sup> Laboratoire MECAS, Faculté des sciences économiques, Université de Tlemcen,

La sévérité et l'ampleur de cette crise ainsi que la vitesse de sa propagation à travers le monde viennent de remettre en avant des préoccupations par rapport au phénomène de contagion. Parmi les principales particularités de la contagion, il convient d'énumérer qu'elle se répand même vers des pays qui ont une situation économique saine ou qui ont des liens commerciaux et financiers limités avec le pays de crise, qu'elle engendre généralement des coûts sociaux et économiques importants en particulier pour les pays en transition dont les moyens sont limités pour prévenir ou faire face aux crises. Elle se manifeste habituellement sous la forme de fuites sévères des capitaux, par des pressions sur le taux de change, par l'augmentation des taux d'intérêt, par l'augmentation de la volatilité du taux de change nominal et réel et d'une chute des valeurs boursières. A cet effet Plusieurs chercheurs se sont intéressés à l'étude de la contagion en vue d'expliquer la propagation des crises et de donner des remèdes quant à cette propagation des chocs. Eichengreen et Rose (1999) et Kaminsky et Reinhart (1999).

Dans notre article, nous étudions la transmission de choc entre le marché boursier des États-Unis, et les marchés des pays développés et émergents. L'objectif est de montrer que lors du choc de la crise des subprimes sur marché boursier américain, les effets de ce choc se sont transmis aux autres marchés. Pour mettre en évidence cette relation dynamique entre les marchés, nous estimons un modèle VAR (Vector Auto Regressive) simple afin de tester au sens de Granger les liens de causalité entre les marchés boursiers, puis nous analysons les fonctions de réponse impulsionnelles aux chocs et enfin nous étudions la décomposition de la variance des erreurs de prévisions, en utilisant les rendements journaliers de six indices boursiers durant la période de sept années allant du 5/01/2005 au 28/12/2011.

Notre papier est structuré de la manière suivant : après une brève introduction nous présentons l'effet de contagion suivie par la définition du modèle VAR et on finira par une partie empirique et une conclusion.

## 2. Effet de contagion

De manière générale, le phénomène de contagion fait référence à la diffusion des perturbations des marchés financiers d'un pays vers les marchés financiers d'autres pays. La littérature théorique identifie deux principales formes de contagion: une contagion qui se manifeste en présence des liens économiques et financiers entre pays (« contagion par les fondamentaux » selon Kaminsky et Reinhart, 1999) et une contagion psychologique marquée par l'absence de liens économiques entre pays (« contagion pure » selon Masson, 1999 ou « shift contagion » selon Forbes et Rigobon, 2000). 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.

Les économistes et les responsables économiques ne sont pas unanimes sur une définition unique de l'effet de contagion. Eichengreen et Rose (1999) et Kaminsky et Reinhart (1999) définissent la contagion comme étant une situation où la connaissance qu'il y a une crise ailleurs augmente la probabilité d'une crise domestique.

Pritsker (2000) stipule que la contagion prend place si un choc à un ou plusieurs marchés, pays, ou institutions, se propage vers d'autres marchés, pays, ou institutions.

Forbes et Rigobon (2002) définissent le phénomène de contagion 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 soit par le biais d'études statistiques

telles que: la corrélation entre les rendements des actifs, soit par la probabilité d'attaque spéculative ou bien par une simple mesure de volatilité. Selon cette définition, si deux marchés sont modérément corrélés au cours d'une période tranquille et un choc survient sur un des deux marchés, cela va conduire à une augmentation significative des co-mouvements entre ces deux marchés. Si la corrélation n'augmente pas de manière significative, ce co-mouvement entre les marchés financiers est appelé l'interdépendance qui se réfère à de forts liens réels entre deux économies.

Le modèle et la gravité de la contagion financière sur un marché, dépendra de la vulnérabilité des facteurs de risque communs macroéconomiques, et de la quantité d'asymétrie de l'information dans chaque marché (Kodres et Pritsker, 2002). Les pays n'ont pas besoin d'être relié directement par fondements macroéconomiques afin de transmettre des chocs. Tout ce qui est nécessaire à la transmission des chocs sont les variables macroéconomiques à partager indirectement par l'intermédiaire d'autres pays.

Un autre aspect de la contagion, c'est que les asymétries d'information font augmenter l'effet de contagion. Avec une asymétrie d'information accrue, l'effet de contagion est abondant sur les prix des actifs les plus importants sur les marchés. Les fluctuations des prix des actifs sont plus considérables sur les marchés des pays à forte niveau d'asymétrie d'information qu'aux marchés à faible niveau d'asymétrie<sup>3</sup>.

La question de la contagion sur les marchés financiers est d'une importance fondamentale en raison de ses importantes conséquences pour l'économie mondiale en ce qui concerne la politique monétaire, allocation d'actifs optimale, la mesure du risque, des fonds propres et d'évaluation des actifs. Récent et important articles portent sur la contagion ongstaff (2010), Alaoui et al. (2011) Et bien d'autres. Y a aussi certains articles qui portent sur l'historique des crises, modèles des crises (Bordo and Eichengreen, 1999; Kaminsky and Reinhart, 1999), et d'autres sur les modèles théorique de la contagion font aussi partie de la littérature (Calvo et Mendoza, 2000; Kodres et Pritsker, 2002).on trouve aussi dans la littérature les études empiriques concentrées principalement sur l'application des tests de la contagion sur différents marchés (Bae et al. 2003; Bekaert et al., 2005; Corsetti et al., 2002; Eichengreen et al., 1995, 1996; Favero and Giavazzi, 2002; Forbes and Rigobon, 2002). (Bouaziz et al., 2012; Chiang et al., 2007; Cho and Parhizgari, 2008; Khan and Park, 2009); marché d'échange : (Dungey et al., 2004; Horen et al., 2006; Tai, 2007), marché obligataire :

(Dungey et al., 2006; Ismailescu and Kazemi, 2008); marché de futur : (Tai, 2003); marché des crédits par défaut Swap Markets (Coudert and Gex, 2008; Jorion and Zhang, 2007)] . Certains examinent le mécanisme de transmission de ces crises d'un pays à l'autre. Ils tentent d'expliquer l'effet de contagion à travers les liens commerciaux entre pays (Glick et Rose, 1999) ou par l'intermédiaire financier des liens transnational (Van Rijckeghem et Weder, 2001).

Les premiers auteurs qui ont procédé à une analyse de transmission de la contagion sont Engle, Ito et Lin (1990). Ils ont utilisé un modèle GARCH pour étudier d'un côté les effets de

---

<sup>3</sup> Les marchés développées ont un niveau accru de l'asymétrie d'information que chez les marchés émergents , on s'attend à ce que les marchés développées sont beaucoup plus sévèrement influencé par contagion que les marchés émergents (Lhost, 2004).

transmission de la contagion intra-quotidienne du taux de change entre les marchés japonais et américain. D'autre côté la relation entre les marchés des actions américains et japonais. L'effet de transmission de la contagion est significatif dans les deux études. En effet, ils ont abouti à la conclusion que les rendements et les volatilités de jour d'un marché sont corrélés avec les rendements et volatilités de nuit de l'autre marché.

Hamao et al (1990) ont étudié la corrélation entre les prix des actions des marchés boursiers de New York, Londres et Tokyo à l'aide d'un modèle ARCH. Les résultats des estimations montrent des effets de transmission de la volatilité des prix de New York vers Tokyo et de Londres vers Tokyo, mais pas de Tokyo vers New York ou Londres.

David Laborde et Serge Rey (2001), en entreprenant l'étude de Huang et al (2000) ont analysé la transmission internationale de la volatilité des prix d'actifs financiers entre les États-Unis et la France. Pour montrer une relation de causalité entre la volatilité des taux de changes (euro/dollar) et la volatilité du prix des actifs, ils ont utilisé des données journalières et hebdomadaires des indices boursiers NYSE et NASDAQ pour les États-Unis et le SBF250 pour la France. La détection de l'effet ARCH et la non-normalité des séries a poussé les auteurs à faire des tests de causalité au sens de Granger sur les variances conditionnelles. Ce qui les a amenés à estimer un modèle VAR dont les variables du système sont d'abord les rendements journaliers et hebdomadaires puis les variances conditionnelles journalières et hebdomadaires. Afin de déterminer le signe des relations de causalité, le VAR est estimé en utilisant la méthode SURE<sup>4</sup>.

Nagayasu (2000) à l'aide d'une approche VAR a examiné la contagion en testant la relation de causalité entre le taux de change et le cours des actions sectorielles pour les Philippines et la Thaïlande de Décembre 1988 à Novembre 1996 sur des données quotidiennes. Il n'a pas trouvé une relation à long terme entre taux de change et les cours boursiers dans les pays de l'échantillon. Cependant, il a trouvé des preuves de causalité au sens de Granger entre le taux de change et certains secteurs des indices des prix d'actions.

Brooks, Forbes et Mody (2003) montrent que les co-mouvements entre les marchés financiers ont augmenté durant les années 90 s'explique par une transmission des chocs entre les marchés en question.

Bekaert, Harvey et Ng (2003) ont trouvé, en utilisant un modèle d'évaluation des actifs financiers à bêta conditionnel, que la corrélation conditionnelle entre les marchés américains et européens est très élevée.

Les marchés émergents sont de grand intérêt quand on étudie la contagion. Bekaert, Harvey et Ng (2003) et Daly (2003) et d'autres montrent l'existence d'une forte corrélation régionale entre les marchés du Sud Est Asiatique. De leurs côté, Heavy, Hooper et Jaugietis (2002) et

---

<sup>4</sup> Les résultats de l'estimation montrent que pour les données journalières et hebdomadaires, les taux de rendement causent les volatilités. En ce qui concerne les données journalières, la volatilité des marchés américains NYSE affecte le taux de rendement des actions français. Ce résultat n'est pas observé avec les données hebdomadaires. En effet, pour ces types de données la volatilité de l'euro cause le rendement des actions des marchés américains et français. Il déduit de ces tests de causalité d'un côté que les cours boursiers causent les taux de change que ce soit pour les rendements ou les volatilités et de l'autre côté la relation de causalité des volatilités des cours des actions françaises et américaines est bidirectionnelle à condition que la variation des cours boursiers suive celles des prix des actions américaines. Enfin, un changement dans les volatilités a un impact plus persistant que les changements au niveau des prix.

Barari (2003) trouvent une forte corrélation entre les marchés de l'Amérique Latine ce qui implique une forte intégration.

Audrey Dalmaso (2004) a mené une étude visant l'analyse dynamique entre les rendements des principaux indices boursiers américains (Nasdaq et Standard & Poor's 500) et européens (CAC40, FTSE et Xetra Dax) et ce lors de la bulle spéculative technologique américaine. Pour ce faire, l'auteur a mis en application le modèle autorégressif vectoriel (VAR), afin d'analyser l'origine des chocs, leur impact et leur amplitude d'amortissement.

### **3- L'approche VAR (Vector Auto Regressive)**

Le modèle VAR, qui est la généralisation d'un processus Auto Régressif (AR) a été proposé par Sims (1980) pour pallier aux défaillances des modèles macro économétriques. Ceux-ci sont fortement mis en cause après les chocs pétroliers de 1973 et 1979 et la récession mondiale qui s'en est suivie. Les modèles macroéconométriques ou encore modèles structurels ont montré leurs limites dans la mesure où ils étaient incapables de prévoir correctement le déclenchement de ces différentes crises. Au contraire, ils sont à l'origine d'importantes erreurs de prévision qui ont précipité l'économie mondiale dans une sévère récession économique.

#### **3.1 Présentation et justification du modèle VAR :**

Le modèle VAR est un outil économétrique suffisamment pertinent quand il s'agit d'étudier la relation dynamique entre plusieurs variables; puisqu'il permet d'avoir peu de restrictions sauf quant aux choix des variables sélectionnées et du nombre de retards. Il constitue aussi un système d'équations dans lequel chacune des variables est fonction de ses propres valeurs passées et celles des autres variables.

Le modèle VAR a l'avantage d'être à la fois un outil économétrique opérationnel très simple et dynamique. Sa simplicité s'explique par le fait qu'on ne peut relever de distinction entre variables endogènes et variables exogènes; toutes les variables étant considérées comme des endogènes.

De plus, chaque équation du système peut être estimée individuellement par les moindres carrés ordinaires (MCO); ce qui serait simple à réaliser. Pour ce qui est de son caractère dynamique, il a la capacité de capter et de mesurer l'interaction entre plusieurs variables. Cette caractéristique du modèle nous intéresse particulièrement dans notre étude. D'ailleurs, notre choix d'utiliser un modèle VAR pour analyser la transmission des chocs entre des rendements des marchés boursiers repose en grande partie sur ces deux caractéristiques du modèle.

Nous avons ainsi constaté qu'il existe un nombre important de chercheurs qui utilisent un modèle VAR pour étudier la transmission de chocs. C'est le cas par exemple des auteurs comme Cheol S. Eun et Sangdal Shim (1989), lesquels ont préféré utiliser un modèle VAR dans leur étude de la transmission internationale de mouvements boursiers. Diebold et al. (2009) ont également privilégié un modèle VAR pour procéder à une mesure des effets de transmission d'un choc sur les rendements et la volatilité d'actifs financiers.

### 3.2 Spécification du modèle :

Soit le processus VAR(p) :

$$x_t = \alpha + \sum_{i=1}^p x_{t-i} Q_i + \varepsilon_t \dots\dots\dots(1)$$

$x_t$  : Vecteur colonne  $K \times 1$  des taux de rendement des marchés boursiers.

$\alpha$  : Vecteur colonne ( $K \times 1$ ) des constantes

$Q_i$  : Matrice des coefficients ( $K \times K$ )

$P$  : Longueur du retard

$\varepsilon_t$  : Vecteur colonne ( $K \times 1$ ) des résidus

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}) = 0 \quad i \neq 0$$

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}) = \Omega ;$$

Avec  $\Omega = \{\sigma_{aj}, a, j = 1, 2, \dots, k\}$  = Matrice positive de taille ( $K \times K$ )

La matrice (1) peut être écrite comme suit :  $x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} B_i \varepsilon_{(t-i)} \dots\dots\dots(2)$

$\mu$  : Vecteur colonne ( $K \times 1$ ) des constantes

$B_i$  : Matrice des coefficients ( $K \times K$ )

L'a jème composante de  $B(s)$  indique la réponse du marché a, après (i) périodes, suite à un choc aléatoire sur le marché j.

En effet, l'approche traditionnelle de Sim (1980) utilise la décomposition de cholesky de  $\Omega$

Afin d'orthogonaliser les résidus.

Soit  $V$  une matrice triangulaire de taille ( $K \times K$ ) tel que  $W = \Omega$

Ainsi l'équation n° 2 peut s'écrire comme suit :  $x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i \xi_{(t-i)}$

Avec :

$$\alpha_i = B_i V$$

$$\xi_{(t-i)} = v^{-1} \varepsilon_{(t-i)}, \text{ Vecteur des résidus orthogonalisés}$$

La fonction de réponse impulsionnelle permet alors d'orthogonaliser les innovations en utilisant la décomposition de cholesky de manière que la matrice résultante soit diagonale.

#### 4. Source de données et résultats empiriques :

Les données utilisées dans cette étude sont des valeurs des indices boursiers<sup>5</sup> quotidiens. A partir de ces derniers, on calcule les rendements journaliers des 6 marchés étudiés ( $I_{i,t}$ ) qui sont calculés de la manière suivante :

$$R_{i,t} = 100 * \log(I_{i,t} / I_{i,t-1})$$

Avec ;

$I_{i,t}$  : Indice boursier du marché  $i$  au jour  $t$

$I_{i,t-1}$  : Indice boursier du marché  $i$  au jour  $t-1$

$R_{i,t}$  : Rendement de l'indice boursier du marché  $i$ , au jour  $t$

L'échantillon considéré sur lequel nous menons notre étude comporte 6 marchés boursiers dont 5 marchés développés<sup>6</sup> et 6 marchés émergents<sup>7</sup>.

#### 4.1. Test de normalité :

Nous procédons aux tests de normalité des différents marchés financiers utilisés dans notre étude

Tableau n°1: Tests de normalité

	Période tranquille			Période de crise		
	skewness	kurtosis	Jarque-Bera	skewness	kurtosis	Jarque-Bera
Dow	-0.226175	3.746572	13.46183 0.001193	0.022566	7.882361	700.2850 0.000000
CAC40	-0.411766	4.226369	38.55194 0.000000	0.386684	6.873639	458.3434 0.000000
MIB	-0.441206	4.029617	32.48481 0.000000	0.138045	6.074847	279.9705 0.000000
FTSE100	-0.186914	4.464357	40.35221 0.000000	0.361097	8.697261	968.7977 0.000000
Merval	0.203398	6.161134	179.6859 0.000000	-0.325359	6.540817	180.7740 0.000000
IPC	0.123354	13.65189	2005.583 0.000000	-0.053106	7.053274	482.9340 0.000000

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

<sup>5</sup> Les indices boursiers sont extraits d'internet (Yahoo Finance) et sont pris en dollars américain pour éliminer tous les problèmes rattachés aux variations des taux de change.

<sup>6</sup> -Amérique du nord : Etats-Unis (Dow Jones)  
-Europe : France, Royaume-Uni, Italie (CAC40, FTSE100 et MIB30)

<sup>7</sup> -Amérique Latine : Mexique, Argentine (IPC et Merval)

Comme nous pouvons le constater, le coefficient de skewness est non nul pour tous les indices, mais proche de zéro. Il varie entre (-0.18 et 0.12) période tranquille et de (0.05 à 0.38) période de crise, traduisant ainsi une quasi-symétrie des séries, c'est-à-dire, il s'agit des distributions étalées vers la gauche et d'autres vers la droite. Pour les coefficients de kurtosis en période tranquille, le constat est le même. Ses valeurs, variant de 3.74 à 4.46, et sont légèrement supérieures à la valeur normale. Ce qui suggère donc que la distribution des séries n'est pas véritablement leptokurtique et que les queues de distributions ne semblent pas être non plus très épaisses par rapport à celles d'une normale. Par contre en période de crise, ils sont très élevés, largement supérieurs à 3 (valeur du kurtosis pour la loi normale) pour toutes les séries. Ce qui témoigne une queue des séries plus épaisse que la normale. Les tests de normalité de Jarque-Bera pour les deux périodes confirment la non-normalité de nos séries; ces tests rejetant l'hypothèse nulle de normalité au seuil de signification 1%.

#### **4.2. Estimation du nombre des retards p :**

Le choix du nombre de retards p est basé principalement sur trois méthodes : la méthode des innovations qui consiste à choisir le nombre de retards p qui vérifient la blancheur des résidus du modèle VAR (p), la méthode des tests de rapport de vraisemblances où p est déterminé à partir de tests de ratio de vraisemblance (LR) et enfin la méthode des critères d'informations. Dans notre cas, nous avons privilégié les critères d'informations ainsi que le log-vraisemblance pour déterminer l'ordre p du processus VAR à retenir. Étant donné que nous travaillons avec des données quotidiennes, la procédure de sélection du nombre de retards p va consister à estimer tous les modèles VAR pour un ordre allant de 0 à 8. Le nombre de retards p retenu est celui qui minimise les critères d'Akaike (AIC), de Schwarz (SIC), de Hannan-Qinn (HQ). Le tableau 2 rapporte les résultats obtenus.

#### **4.3. Etude de stationnarité : (Test de Dickey -Fuller Augmenté (ADF)) :**

Avant d'effectuer des tests spécifiques sur une série chronologique et de chercher à la modaliser, plusieurs étapes préliminaires sont nécessaires. Il convient d'étudier ses caractéristiques stochastiques, telles que son espérance et sa variance. Voir si ces derniers se trouvent modifiés dans le temps la série est dite non stationnaire, or dans le cas d'un processus stochastique invariant, la série temporelle est alors stationnaire.

Afin d'étudier nos séries, nous allons nous intéresser au test de Dickey-Fuller augmenté (1981). Le test de Dickey- Fuller sert à s'exprimer sur le caractère stationnaire ou pas d'une série donnée, toutefois il arrive que le test de Dickey-Fuller soit remis en cause vue la présence d'auto corrélation et /ou hétéroscédasticité<sup>8</sup>.

Ainsi, dans le cadre de l'étude de la stationnarité des séries faisant objet de notre étude, via le test ADF (Augmented Dickey Fuller), l'ordre de retard p est déterminé dans notre étude grâce au critère de Schwarz modifié.

---

<sup>8</sup> Une correction paramétrique conduisant au test Dickey-Fuller Augmenté (Mignon,2008) présente une solution à ce problème.



Tableau n° 2 : Test ADF en niveau

Variables	T. statistique	Valeur critique au seuil de 1%	Valeur critique au seuil de 5%	Valeur critique au seuil 10%	Stationnarité
Dow J	-40.59870	-3.435931	-2.863893	-2.568073	Oui
CAC40	-34.33405	-3.435931	-2.863893	-2.568073	Oui
FTSE100	-34.62759	-3.435931	-2.863893	-2.568073	Oui
MIB	-34.37471	-3.435931	-2.863893	-2.568073	Oui
Merval	-34.23252	-3.435931	-2.863893	-2.568073	Oui
IPC	-32.02239	-3.435931	-2.863893	-2.568073	Oui

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Il ressort de ce test que les statistiques sont inférieure aux valeurs critiques aux seuils de : 1%, 5% et 10%. Les séries alors sont stationnaires en premier niveau Ils sont donc intégrés d'ordre 0.

#### 4.4. Test de causalité au sens de Granger :

Les tests de Granger permettent de savoir le mouvement de la volatilité d'un marché boursier précédant un autre marché à la suite d'un choc aléatoire et positif sur un marché donné. Le concept de causalité a été proposé par Granger (1969). D'après cet auteur, une variable Y cause une variable X si la prédictibilité de X est améliorée lorsque l'information relative à Y est prise en compte dans l'analyse. En d'autres termes, connaître les valeurs passées de Y permet de mieux prévoir la valeur courante de X.

Le fait d'observer une relation de causalité significative entre deux marchés boursiers, ne permet pas de conclure à l'existence d'un effet de transmission d'un choc entre ces deux marchés. Elle permet toutefois de savoir lequel des marchés est susceptible d'influencer davantage l'autre. C'est également un indicateur de l'ordre des variables dans le VAR.

Supposons que la volatilité du marché Y cause au sens de Granger la volatilité du marché X, cela signifie que les valeurs passées de la volatilité de Y possèdent un pouvoir explicatif significatif permettant de mieux prévoir la volatilité du marché X. Cette relation a tendance à être considérée comme une forme de transmission de volatilité entre marchés boursiers dans la mesure où, nous avons d'un côté un marché qui transmet les informations et de l'autre un marché qui les reçoit.

Le test de causalité de Granger repose sur les hypothèses suivantes :

**H0** : Y ne cause pas X      **H1** : Y cause X.

Les résultats de ces tests sont reportés dans le tableau n°2. Toutefois, pour simplifier la lecture des résultats du test, nous adoptons les notations « + » et « - ».

La notation « + » signifie qu'une variable Y (ligne) cause au sens de Granger une variable X (colonne) et la notation « - » signifie que Y ne cause pas X au sens de Granger

Tableau n°3 : récapitulatif des tests de causalité au sens de Granger

	Dow	CAC40	FTSE100	MIB	Marvel	IPC
Dow		+	+	+	-	-
CAC40	+		-	-	-	+
FTSE100	+	-		-	+	+
MIB	+	-	-		-	+
Marvel	-	-	-	-		-
IPC	-	+	+	+	-	

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Nous constatons d'après le tableau n°3, que les l'hypothèses nulles selon laquelle le Dow Jones ne cause pas au sens de Granger les indices CAC40, FTSE 100 et MIB est rejetée pour un nombre de retards  $p=1$ . Les probabilités associées sont respectivement :  $7.E-05$ ,  $5.E-06$ ,  $0.0029$ . Elles sont inférieures au seuil statistique de 5 %. Le Dow Jones cause au sens de Granger le CAC40, FTSE 100 et MIB. Par contre, l'hypothèse nulle selon laquelle Dow Jones ne cause pas Marvel et IPB n'est pas rejetée, car les p-values qui sont égales, à  $0.4958$  et  $0.6990$  sont supérieures au seuil de 5 %. Donc, Dow Jones ne cause pas au sens de Granger le Marvel et IPC.

Autrement dit, les valeurs passées de Dow Jones aident à mieux prédire les valeurs présentes de chacun du : CAC40, FTSE100, MIB. Par contre, ses valeurs passées ne contribuent pas à la prédiction des valeurs présentes du Merval et IPC.

Les variables ; CAC40, FTSE100 et MIB causent à leurs tours au sens de Granger la variable Dow Jones. Ceci suppose que les valeurs passées de chacun du CAC40, FTSE100 et MIB, contribuent à mieux prédire les valeurs présentes de Dow Jones. Ce dernier a une grande influence sur l'activité des marchés boursiers des pays suivant : France, Royaume-Unis, Italie. Et en même temps, il est influencé par eux. D'où, nous pouvons dire qu'il existe une corrélation au sens de Granger entre la valeur présente de Dow Jones et les valeurs passées de ces variables au seuil de 5%.

L'explication qu'on peut donner à la non-causalité entre le marché américain et le marché argentin et mexicain, ils ont tendance à évoluer en sens inverse des autres marchés boursiers mondiaux, c'est-à-dire qu'ils sont souvent en baisse quand les marchés mondiaux sont en hausse et vice-versa. Mais même si les tests montrent qu'il n'y a pas de relation causale directe entre les marchés : argentin, mexicain et le marché américain, il n'est pas exclu que ce dernier influence indirectement les marchés mexicain et argentin via les marchés : anglais, Français, italien.

Pour l'indice mexicain, il est causé au sens de Granger par les indices : CAC40, FTSE100, MIB, donc il est influencé par le marché américain via les indices : CAC40, FTSE100, MIB. Par contre l'indice argentin Marvel est causé au sens de Granger seulement par l'indice FTSE100. Ou le choc agit du marché américain au marché argentin via le marché anglais.

L'étude de la causalité au sens de Granger est importante dans la mesure où cette étude a mis en évidence l'existence d'une corrélation dynamique entre les différents marchés boursiers étudiés. Cependant, si on prenait en compte uniquement ou exclusivement les tests, on ne

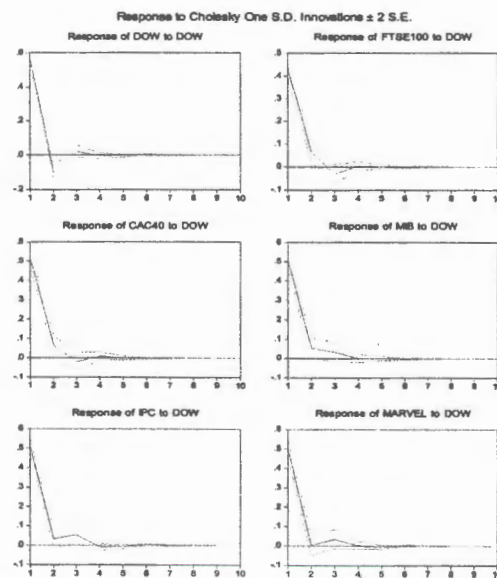
pourrait connaître le signe de ces corrélations ni même de déterminer le degré d'intégration des marchés. Nous poussons plus loin notre analyse en examinant d'abord les fonctions de réponses impulsionnelles qui permettent de cerner pour chaque marché l'impact d'un choc sur les rendements et la durée de réaction. Ensuite, nous examinerons la décomposition de la variance des erreurs de prévision qui nous permettra de déterminer pour chaque marché boursier donné; les fluctuations des rendements d'un marché qui lui sont propres et celles qui sont dues aux innovations des autres marchés.

L'étude des chocs par les fonctions de réponses impulsionnelles et ou par la décomposition de la variance des erreurs de prévision, est basée sur les innovations du modèle VAR estimé. Les valeurs estimées ainsi que les innovations sont différentes selon l'ordre dans lequel les variables sont placées dans un VAR.

#### 4.5. Les fonctions de réponse impulsionnelles :

Les tests de causalité de Granger ont montré un lien de causalité direct ou indirect entre les 6 marchés boursiers. Ce résultat suppose qu'il existerait probablement une interaction dynamique entre les places boursières au point que chaque marché pourrait réagir à un choc sur un autre marché donné. La question maintenant est de savoir quelle serait l'amplitude des réactions aux chocs et combien de temps un marché mettra pour amortir l'effet d'un choc aléatoire. L'étude des fonctions de réponse impulsionnelles nous permettra d'y apporter des éléments de réponses.

Figure n°1: Réponse des indices CAC40, MIB, FTSE 100, IPC, Marvel à un choc sur le S&P 500



Source: Calculé par les auteurs en utilisant Evicws 6.1

L'observation des graphiques décrivant les réponses impulsionnelles des différents marchés étudiés, lors du choc survenu sur le marché américain (indice Dow Jones), sur la période totale divisée en 10 périodes. Montre que tous les marchés réagissent au choc sur Dow Jones et ce dans la période 1, et avec des amplitudes différentes.

L'analyse de ces fonctions de réponse montre que le Dow Jones réagit de façon instantanée et positive à son propre choc; toutefois, les effets causent par ce choc s'estompent au bout de la 5<sup>em</sup> période.

Aussi, les marchés boursiers des pays suivant : France, Royaume-Unis et l'Italie ont réagi positivement au choc sur le marché américain, ou l'amplitude de réaction de l'indice CAC40 et MIB est plus important de celui du l'indice FTSE100. Et les effets sont dissipés seulement aux milieux de la troisième période pour les 3 indices.

Concernant les indices Marvel et IPC, qui ont un comportement de réaction assez similaire, ils enregistrent un taux d'amplitude assez élevé, et positive au choc avec une durée d'amortissement relativement longue pour IPC qui est amorti à le 4<sup>em</sup> période. Tandis que, pour le Marvel, les effets du choc s'estompent seulement au bout de la 2<sup>em</sup> période.

À l'issue de cette analyse, nous avons remarqué que les indices boursiers des pays : la France, Royaume-Unis, Italie ont réagi positivement au choc sur le marché américain. Ce qui signifie que les innovations sur l'indice américain Dow Jones se sont propagées vers les indices CAC40, FTSE 100, MIB. Ce résultat confirme d'une part, l'existence d'un effet de transmission du choc du marché boursier américain vers les pays suivant : la France, Royaume-Unis, Italie. D'autre part, les résultats de causalité de Granger puisque nous avons trouvé des liens de causalité entre le marchés américain et ces trois marchés.

Tandis que, même les indices boursiers relatifs au Marvel et IPC ont réagi positivement au choc, Ce qui signifie qu'il existe des canaux de transmission permettant au marché américain de transmettre positivement le choc vers ces marchés boursiers mais indirectement via FTSE100, CAC40 et MIB. Ceci consolide les résultats des tests de causalité de Granger puisque nous avons trouvé des liens de causalité bidirectionnelle entre FTSE 100 et Dow Jones et FTSE 100 et Marvel, IPC (IPC a des liens de causalité même avec les marchés : italien et français), pourrait expliquer l'influence des innovations du marché américain sur les marchés Argentin et mexicain.

#### **4.6. Décomposition orthogonalisée de la variance des erreurs de prévision :**

Nous avons montré, avec les fonctions de réponse impulsionnelles, qu'un choc aléatoire sur un marché boursier entraîne des perturbations sur les fluctuations des rendements d'un marché et sur celle des autres marchés. Toutefois, en nous limitant simplement aux fonctions de réaction, nous ne serons pas à mesure d'évaluer la capacité de chaque marché boursier à générer d'une part ses propres fluctuations, d'autre part des fluctuations dans d'autres marchés. Nous complétons aussi cette étude des fonctions de réponse impulsionnelles en procédant à une décomposition de la variance des erreurs de prévision.

La décomposition de la variance des erreurs de prévision est une technique qui nous permet de mesurer pour un marché donné, sur un horizon donné, la part de la variance de l'erreur de prévision des rendements d'un marché qui est expliquée par les innovations d'un autre marché. Ainsi, pour chacun de nos indices boursiers, nous avons effectué ce calcul en

considérant un horizon de 10 périodes. Les tableaux 7, 8, 9 et 10 représentent respectivement les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision de l'indice Dow Jones, FTSE 100, CAC40, MIB, Marvel, IPC

Tableau n° 4: décomposition de la variance pour le Dow Jones

Period	S.E.	DOW	FTSE100	CAC40	MIB	IPC	MARVEL
1	0.560629	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.575784	98.08161	0.974194	0.000535	0.001323	0.088615	0.853722
3	0.577411	97.67562	0.990824	0.031506	0.170115	0.120330	1.011607
4	0.577536	97.64099	1.007526	0.031589	0.175482	0.132367	1.012045
5	0.577572	97.63618	1.008791	0.031589	0.175464	0.134700	1.013282
6	0.577578	97.63575	1.008776	0.031656	0.175514	0.134718	1.013589
7	0.577579	97.63551	1.008797	0.031665	0.175582	0.134765	1.013679
8	0.577579	97.63550	1.008804	0.031665	0.175585	0.134769	1.013679
9	0.577579	97.63550	1.008805	0.031666	0.175585	0.134769	1.013680
10	0.577579	97.63550	1.008805	0.031666	0.175585	0.134769	1.013681

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n° 5: décomposition de la variance pour le FTSE100

Period	S.E.	DOW	FTSE100	CAC40	MIB	IPC	MARVEL
1	0.704690	37.13386	62.86614	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.715519	36.84831	62.21271	0.059589	0.105556	0.764891	0.008944
3	0.716832	36.89720	62.00838	0.078579	0.150172	0.841117	0.024543
4	0.717134	36.86973	61.97240	0.084299	0.157717	0.867223	0.048633
5	0.717144	36.86869	61.97311	0.084373	0.157737	0.867260	0.048830
6	0.717153	36.86882	61.97167	0.084647	0.157953	0.867352	0.049556
7	0.717153	36.86882	61.97162	0.084654	0.157959	0.867375	0.049569
8	0.717153	36.86882	61.97162	0.084656	0.157959	0.867375	0.049570
9	0.717153	36.86882	61.97162	0.084657	0.157959	0.867375	0.049571
10	0.717153	36.86882	61.97162	0.084657	0.157959	0.867375	0.049571

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n° 6: décomposition de la variance pour le CAC40

Period	S.E.	DOW	FTSE100	CAC40	MIB	IPC	MARVEL
1	0.800440	40.55584	43.49984	15.94432	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.810912	40.11866	43.36070	15.58514	0.030010	0.792862	0.112635
3	0.812434	40.02525	43.20257	15.62750	0.052378	0.954481	0.137820
4	0.812806	40.00083	43.17564	15.62000	0.062751	0.973852	0.166925
5	0.812824	39.99908	43.17621	15.61976	0.063424	0.973836	0.167701
6	0.812833	39.99920	43.17526	15.61972	0.063601	0.973906	0.168315
7	0.812834	39.99919	43.17524	15.61972	0.063605	0.973923	0.168324
8	0.812834	39.99919	43.17524	15.61972	0.063605	0.973923	0.168326
9	0.812834	39.99919	43.17524	15.61972	0.063605	0.973923	0.168327
10	0.812834	39.99919	43.17524	15.61972	0.063605	0.973923	0.168327

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n° 7: décomposition de la variance pour le MIB

Period	S.E.	DOW	FTSE100	CAC40	MIB	IPC	MARVEL
1	0.851191	34.90952	37.67138	15.85103	11.56807	0.000000	0.000000
2	0.858824	34.71696	37.60608	15.59273	11.51312	0.402846	0.168267
3	0.861152	34.67206	37.49801	15.57537	11.46729	0.597104	0.190159
4	0.861287	34.66147	37.49145	15.57321	11.47081	0.602751	0.200311
5	0.861325	34.65865	37.49031	15.57204	11.47269	0.602699	0.203618
6	0.861330	34.65887	37.48983	15.57197	11.47271	0.602743	0.203877
7	0.861331	34.65886	37.48983	15.57196	11.47271	0.602761	0.203877
8	0.861331	34.65887	37.48982	15.57196	11.47271	0.602761	0.203878
9	0.861331	34.65887	37.48982	15.57196	11.47271	0.602761	0.203879
10	0.861331	34.65887	37.48982	15.57196	11.47271	0.602761	0.203879

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n° 8: décomposition de la variance pour l'IPC

Period	S.E.	DOW	FTSE100	CAC40	MIB	IPC	MARVEL
1	0.771612	43.10708	3.159916	0.013425	0.027952	53.69163	0.000000
2	0.778294	42.53942	4.308572	0.251191	0.041281	52.77713	0.082402
3	0.787925	41.95875	4.211666	0.311329	0.827331	51.50005	1.190881
4	0.788111	41.95152	4.210692	0.321679	0.832167	51.49307	1.190871
5	0.788162	41.95522	4.211143	0.322496	0.832608	51.48702	1.191515
6	0.788174	41.95563	4.211265	0.322725	0.832687	51.48551	1.192177
7	0.788176	41.95573	4.211264	0.322724	0.832736	51.48530	1.192248
8	0.788176	41.95572	4.211274	0.322725	0.832738	51.48530	1.192248
9	0.788176	41.95572	4.211274	0.322725	0.832738	51.48529	1.192249
10	0.788176	41.95572	4.211274	0.322725	0.832738	51.48529	1.192249

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n° 9: décomposition de la variance pour le Marvel

Period	S.E.	DOW	FTSE100	CAC40	MIB	IPC	MARVEL
1	0.847358	34.75051	7.578609	0.373308	0.022401	2.486365	54.78881
2	0.849594	34.56853	7.759585	0.413631	0.022347	2.499667	54.73624
3	0.851470	34.58180	7.811757	0.413387	0.198774	2.496811	54.49747
4	0.851549	34.57564	7.821447	0.413312	0.198757	2.501528	54.48932
5	0.851587	34.58037	7.821103	0.413316	0.199137	2.501384	54.48469
6	0.851590	34.58040	7.821118	0.413339	0.199152	2.501524	54.48447
7	0.851590	34.58039	7.821124	0.413339	0.199170	2.501528	54.48445
8	0.851590	34.58039	7.821123	0.413340	0.199170	2.501528	54.48445
9	0.851590	34.58039	7.821123	0.413340	0.199170	2.501528	54.48445
10	0.851590	34.58039	7.821123	0.413340	0.199170	2.501528	54.48445

Source: Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Le tableau n°4 rapporte les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision de l'indice Dow Jones suite à un choc aléatoire sur ces rendements, pour une période de 10.

À la lecture des résultats de ce tableau, nous constatons que, pour n'importe quelle période de prévision, les innovations du Dow Jones expliquent plus de 98 % des fluctuations inattendues des rendements du marché américain. En effet, elles expliquent 100 % des fluctuations à la première période, 98.08% à la deuxième et 97.03 % à la dixième période. La part des

fluctuations des rendements de l'indice Dow Jones attribuable aux innovations des autres indices boursiers est négligeable.

Ces résultats montrent que le marché boursier américain est un marché très autonome, indépendant des innovations des autres marchés. Par conséquent, les éléments explicatifs aux fluctuations des rendements du Dow Jones suite à la crise des subprimes (choc aléatoire sur lui-même) ne sauraient provenir qu'à l'intérieur du marché américain et non pas à l'extérieur.

Le tableau n°5 montre les résultats de la DVEP en réponse à un choc aléatoire des rendements du FTSE100 pour 10 périodes. À la première période la variance de l'erreur de prévision du FTSE100, est à plus de 62 % à ses propres innovations et environ 37.16 % à celles du Dow Jones. Ensuite elle diminue au fil de temps de 62.86% à 61.97% à la dixième période pour le FTSE100 et 37.16% à 36.86% pour le Dow J. Les autres indices de l'échantillon ont un pouvoir explicatif très faible. La part de la variance des erreurs de prévision du FTSE100 qui leur est attribuée est entre 0 et 0.084% pour le CAC40, entre 0 et 0.15 % pour le MIB, 0 à 0.97% pour l'IPC et entre 0 et 0.04% pour le Marvel.

Ainsi, ces résultats nous indiquent, qu'un choc aléatoire sur le FTSE100 est en grande partie attribuable aux innovations du FTSE100, ce qui est tout à fait logique. Mais, une bonne partie est aussi expliquée par les innovations du marché américain. Les autres marchés de l'échantillon influencent très peu le marché anglais. L'importance relative du marché américain dans l'explication des fluctuations du marché anglais montre clairement qu'il y a effectivement une transmission de choc entre ces deux marchés, autrement dit un effet de contagion de la crise des subprimes. Ceci n'est guère surprenant puisque les tests de causalité et les fonctions de réactions aux chocs ont fait apparaître des liens entre ces deux marchés qui entraînent une propagation d'un marché vers l'autre lors de cette crise.

Les résultats figurant dans le tableau n°6 indiquent la décomposition de la variance des erreurs de prévisions de l'indice CAC40 suite à un choc aléatoire sur lui-même. La variance des erreurs de prévision de l'indice français est principalement expliquée à 43% par les innovations du FTSE100, à peu près entre 40.55% en première période à 39.99% en dixième période, par les innovations du Dow Jones. Le CAC40 explique environ 15 % de c'est propres innovations. Et les autres marchés n'expliquent que très faiblement la décomposition de CAC40.

Les résultats figurant dans le tableau n°7 indiquent la décomposition de la variance des erreurs de prévisions de l'indice MIB suite à un choc aléatoire sur lui-même. La variance des erreurs de prévision de l'indice italien est principalement expliquée à 37% par les innovations du FTSE100, à peu près 34% par les innovations du Dow Jones et 15% par les innovations du CAC40. Le MIB explique seulement 11 % de c'est propres innovations. Et les autres marchés n'expliquent que très faiblement la décomposition de MIB.

L'influence du marché anglais et américain est relativement importante avec une variabilité très forte. Le fait que nous avons observé un accroissement du pouvoir explicatif des l'indices Dow Jones et FTSE100, montre à quel point CAC40 et MIB sont sensible aux perturbations sur le marché américain et le marché anglais. Par contre, ils restent insensibles à des perturbations des autres marchés (argentin et mexicain). Ce qui veut dire que même s'il y a un effet de transmission des chocs entre ces marchés, il est plus dans le sens des grandes bourses (New York et paris) vers la bourse de France et de l'Italie. Nous pouvons en déduire que l'interaction dynamique entre les marchés boursiers occidentaux est plus forte.

Pour le tableau n°8 qui montre les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision de l'indice IPC, La variance des erreurs de prévision de l'indice mexicain est expliquée à 53.69% par ses propre innovations en première période, ensuite elle diminue progressivement vers 51.48% à la 6ème période jusqu'au la 10ème, les innovations de Dow Jones sur le IPC variées de 43% à 41.95%. Le FTSE100 explique environ 3.15% à 4.21% de la variance des erreurs d'IPC. Les autres indices de l'échantillon ont un pouvoir explicatif très faible. La part de la variance des erreurs de prévision de l'IPC qui leur est attribuée est entre 0.013% et 0.322% pour le CAC40, entre 0.027% et 0.832 % pour le MIB et entre 0 et 0.192% pour le Marvel.

On constate qu'une grande partie est attribuable aux innovations de l'IPC, ce qui est tout à fait logique. Mais, une bonne partie est aussi expliquée par les innovations du marché américain. Le marché anglais a une variabilité très faible sur le marché mexicain et le reste de l'échantillon influencent très peu le marché mexicain. L'importance relative du marché américain dans l'explication des fluctuations du marché mexicain montre clairement qu'il y a effectivement une transmission de choc entre ces deux marchés. Ceci n'est guère surprenant puisque les tests de causalité au sens de Granger montraient que le FTSE 100 causait l'IPC, et la relation de causalité bidirectionnelle qui existe entre le FTSE 100 et le Dow Jones pourrait expliquer l'influence des innovations du marché américain sur le marché mexicain. Donc à travers les innovations du marché anglais, les innovations du marché américain peuvent affecter celles du marché mexicain.

Au regard du tableau n°9 qui récapitule les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision de l'indice Merval, nous constatons que la variance de l'erreur de prévision du Merval est principalement expliqué par l'indice argentin, En effet, 54% des fluctuations des rendements de l'indice argentin proviennent de ses propres innovations, plus de 34% par les innovations du Dow Jones, 7% des innovations de FTSE100 et seulement 2% , 0.41%, 0.19%, par respectivement les innovations de IPC, CAC40 et MIB.

Ces résultats démontrent que le marché boursier argentin est peu sensible des perturbations des marchés boursiers occidentaux. Néanmoins, l'influence des marchés boursiers américains et anglais n'est pas négligeable par rapport à celle des marchés français, italien et mexicain qui est inexistante. C'est normal que le marché américain influence le marché argentin, même si c'est avec une proportion pas très élevée (34% en moyenne), puisque nous avons observé avec les tests de causalité de Granger que seul le FTSE 100 causait le Marvel. La relation de causalité bidirectionnelle qui existe entre le FTSE 100 et le Dow Jones pourrait expliquer l'influence des innovations du marché américain sur le marché Argentin; car à travers les innovations du marché anglais, les innovations du marché américain peuvent affecter celles du marché argentin. Il faut signaler que même s'il y a une possible transmission de choc des marchés américains et anglais vers le marché argentin, elle est relativement faible. Ceci est cohérent avec les résultats antérieurs concernant l'évolution des rendements du marché argentin qui a fait preuve d'une certaine insensibilité à une influence externe.

##### **5. Conclusion :**

Dans cet article nous avons analysé la transmission des chocs entre les marchés boursiers des États-Unis, France, du Royaume-Uni, Italie, Mexique et l'Argentine en utilisant les données des rendements quotidiens des indices Dow Jones, FTSE 100, CAC40, MIB, Marvel et IPC



pour la période 1/5/2005 à 12/28/2011. Un modèle VAR est appliqué pour les besoins de l'analyse empirique.

Pour démontrer ces effets de transmission de choc, nous avons entrepris une étude empirique qui consiste d'abord, à tester au sens de Granger les liens de causalité entre les marchés boursiers, puis à analyser les fonctions de réponse impulsionnelles aux chocs et enfin à étudier la décomposition de la variance des erreurs de prévisions.

Au terme de cette analyse empirique, nous pouvons dire que les marchés boursiers américains anglais, français et italien sont les marchés les plus importants et les plus influents. Les innovations du marché américain affectent aussi bien le marché anglais, français et italien que les marchés mexicain et argentin. Ceci est également vrai pour les marchés anglais, français et italien dont les innovations ont une influence entre eux et les autres marchés d'échantillon y compris le marché américain. Contrairement à ces derniers, les marchés boursiers : mexicain et argentin sont moins importants et peu influents, car un choc positif sur ces marchés n'a de conséquences significatives que sur eux même. Les effets sur les autres marchés sont négligeables, voire inexistantes. En fin de compte, cette étude des fonctions de réponse impulsionnelles, de la décomposition de la variance des erreurs de prévision ainsi que les tests de causalité de Granger ont permis de voir qu'il y a effectivement un effet de transmissions de chocs entre les différents marchés boursiers étudiés, mais cette transmission de choc s'effectue plus des marchés boursiers américain, anglais, français et italien vers ceux du Mexique et l'Argentine. Ces derniers quant à eux influencent très peu le marché américain.

On peut dire que la sensibilité des marchés vis-à-vis du marché américain n'est pas la même et diffère selon le marché en question ainsi qu'elle dépend du canal de transmission et surtout du degré de dépendance du marché américain.

Au regard de ce bilan de l'analyse empirique, que pouvons-nous dire par rapport aux objectifs de notre étude. Nous estimons que les résultats empiriques ont permis de constater les effets escomptes dans le sens ou, nous avons pu mettre en évidence des effets de transmission de la crise des subprimes en nous basant sur une approche méthodologique très simple. De plus, les conclusions auxquelles nous sommes aboutis sont sensiblement les mêmes que celles d'un bon nombre d'études utilisant des modèles paramétriques et non paramétriques très complexes.

#### **Bibliographie :**

Bekaert, Geert and Harvey C., "Emerging Equity Market Volatility", *Journal of Financial Economics*, Vol.43, (1997), pp. 29-77.

Bekaert.G, Harvey.C.R and Ng .A, (2003), "Market integration and contagion ", NBER working paper, n° 9510.

Brooks.R, Forbes.K et Mody.A, (2003), "How strong are global linkages ", working paper.

Bordo, M., Eichengreen, B., 1999. Is our current international environment unusually crisis prone? In: Gruen, D. (Ed.), *Capital Flows and the International Financial System*. Reserve Bank of Australia, Sydney, pp. 18-74.

Bae, K.H., Karolyi,G.A., Stulz, R.M., 2003. "A new approach to measuring financial contagion", *Review of Financial Studies* 16 (3), 717-763.

Calvo, S., Mendoza, E., 2000, " Rational contagion and the globalization of securities markets.", *Journal of International Economics* 51, 79-113.

- Corsetti, G., Pericoli, M. and Sbracia, M. (2002), "Some contagion, some interdependence': more pitfalls in testing for contagion", Mimeo University of Rome.
- Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M., 2005, " Some contagion, some interdependence: more pitfalls in tests of financial contagion", *Journal of International Money and Finance* 24, 1177-1199.
- Cheol S. Eun et Sangdal Shim, 1989, "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, n°2, June.
- David Laborde et Serge Rey F(2001). « Transmission internationale de la volatilité des prix d'actifs financiers : les relations entre les marchés français et américains de 1997 à 2000 » ,Centre d'Analyse Théorique et de Traitement des données économiques.
- Dalmasso A., 2004, « Evolution des relations dynamiques entre cinq indices boursiers américains et européens avant et après l'éclatement de la bulle spéculative technologique », Journées de recherche "Les Crises Financières Internationales", 6 and 7 May 2004, Orléans, France.
- Eichengreen, B. and Fishlow, A. (1998), "Contending with Capital Flows: What is Different about the 1990's?", Working Paper.
- Engle R. F., Ito T., and Lin W., "Meteor Shower or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market", *Econometrica*, Vol. 58, (1997), pp. 525-542.
- Forbes, K., Rigobon, R., 2002., " No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements", *Journal of Finance* 57 (5), 2223-2261.
- Granger, C. W. J., Huang B.-N., and Yang C.-W., (2000), "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 40(3), pp.337-354.
- Hamao Y.R., Masulis R.W. and Ng V.K.,1990, "Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp. 281-307.
- Harvey, C. (1995), " Predictable risk and returns in emerging markets ", *Review of financial studies*, Vol 8, n° 3, pp.773-816.
- Heavy.R.V, Hoopper and Jaugietis.M, (2002), "Regional integration of stock markets in latin America ", *Journal of economic integration*, Vol.17, pp.745-760.
- HUANG, B-N, YANG C. W. et HU J.,2000, "Causality and Cointegration of Stock Markets Among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle", *International Review of Financial Analysis*, Vol.9, pp. 281-97.
- Hildebrand, Philipp M. , "Hedge Funds and Prime broker Dealers Masih, A. M. M., & Masih, R. 1999," Are Asian stock fluctuations due mainly to intra-regional contagion effect? Evidence based on Asian emerging stock markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, 251-282.
- Kaminsky, G. and C. Reinhart (1999), "Bank Landing and Contagion: Evidence from the East Asian Crisis", Working Paper, National Bureau of Economic Research.
- Kaminsky, G. L., Reinhart C., and Vegh, V.2003, ' The Unholy Trinity of Financial Contagion', NBER Working Paper N° 10061.
- Kodres, L.E., Pritsker, M., 2002, " A rational expectations model of financial contagion", *Journal of Finance* 57 (2), 768-799.
- Nagayasu, J. (2000), "Currency crisis and contagion: evidence from exchange rates and sectoral stock indices of the Philippines and Thailand", IMF Working Paper No. WP/00/39.

Ng, A.,2000, "Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, pp. 207-233.

Longstaff, F.A., 2010, "The subprime credit crisis and contagion in financial markets", *Journal of Financial Economics* 97 (3), 436-450.

Naoui, K., Liouane, N., Brahim, S., 2010, " A dynamic conditional correlation analysis of financial contagion: the case of the subprime credit crisis", *International Journal of Economics and Finance* 2 (3), 85-96.

Ismailescu, Iuliana, Kazemi, Hossein B., 2008," Is there any contagion in emerging debt markets?", Available at SSRN <http://ssrn.com/abstract=1496365>,

Sims C.,1980,"Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, pp.1-48

Van Rijckeghem, C.V., Weder, B., 2001, "Sources of contagion: is it finance or trade? ",*Journal of International Economics* 54, 293-300.