
L'effet de contagion sur les marchés développés et émergents : Application du modèle DCC-GARCH**Hemche Omar****Laboratoire MECAS****Faculté des Sciences Economiques, Université Tlemcen.****Samir B. Maliki****Laboratoire MECAS****Faculté des Sciences Economiques, Université Tlemcen.****Résumé :**

Cet article s'intéresse à l'examen du phénomène de la contagion lors de la crise des subprimes sur 11 marchés boursiers relatifs aux pays développés et émergents. Nous avons testé empiriquement ce phénomène via la technique de DCC-GARCH et le test des corrélations ajustées. 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 permis de repérer une augmentation significative dans les corrélations dynamiques des rendements des marchés des pays suivants : Mexique, Argentine, France, Royaume-Uni, Italie, Japon, Chine avec le marché américain pendant la crise des subprimes à l'exception des marchés Tunisien, Marocain et Égyptien. D'autre part, en adoptant la définition de la contagion pure comme étant l'augmentation significative des liens entre les marchés durant la crise, nous avons vérifié via le test des coefficients de corrélations ajustées, l'existence de contagion pure entre le marché américain et les marchés des pays suivants : Argentine, Mexique, Royaume-Uni, Italie, France.

Mot clé : Contagion financière, crise des subprimes, DCC-GARCH, rendements boursiers

Abstract:

This paper aims to measure contagion phenomenon during subprime crisis on the basis of 11 developed and emerging countries stock markets. We empirically tested this phenomenon via the DCC-GARCH technique and test correlations adjusted.

The test results have identified a significant increase in the dynamic correlations of market returns following countries: Mexico, Argentina, France, UK, Italy, Japan, China, with the U.S. market during the subprime crisis in the exception of Tunisian, Moroccan and Egyptian markets. Adopting the definition of pure contagion as significant increase linkages between markets during the crisis, we verified through correlation coefficients adjusted test, the existence of pure contagion between the U.S. and markets of Argentina, Mexico, United Kingdom, Italy and France

Keyword: financial contagion, subprime crisis, DCC-GARCH, S stock market returns

1-Introduction :

Pendant la période 2007 - 2009, le marché financier américain a connu une série de malheurs financiers. Débutées en juillet 2007 par le gonflement des bulles économiques et les pertes des établissements financiers provoqués 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 qui s'est propagée rapidement et de manière séquentielle d'un pays à l'autre dans un court intervalle de crise intense.

Les dommages à court terme de la crise ont provoqué non seulement une baisse des prix des actifs dans ces marchés, mais aussi créé des ruées spéculatives et la fuite des capitaux, conduisant à une instabilité financière considérable sur toute les marchés. Une des conséquences à long terme déclenchée par la crise et ses effets d'entraînement, c'est qu'elle a entraîné une dramatique perte de confiance des investisseurs qui avaient l'intention d'investir dans des marchés financiers, ce qui a compromis la croissance économique des pays dont ces marchés appartiennent.

Un tel changement dans les attitudes des investisseurs peut modifier leur anticipations, faire passer l'économie en question d'un bon équilibre à un mauvais équilibre, causé un rééquilibrage des portefeuilles et diminuer leur gain. Ainsi, ces changements survenus dans un contexte d'asymétrie d'informations peuvent être amplifiés et transférer la crise vers d'autres Marchés. Pour cela, les chercheurs universitaires et les décideurs ont accordé une attention particulière à identifier les canaux de transmission des chocs entre les pays et à mesurer l'impact néfaste des crises. Depuis une littérature importante a étudié la nature des Comovements et l'impact de la crise financière d'une région sur le système financier d'autres régions. Ces études utilisent le test de corrélation en tant que méthodologie standard pour tester la contagion, en fournissant des preuves d'augmentations significatives des corrélations des rendements

d'actions / ou de la volatilité entre marchés Forbes et Rigobon (2002), Loretan et English (2000), Boyer et al. (1999) et (Baig et Goldfajn, 1999). D'autres chercheurs constatent que, après comptabilisation de l'hétéroscédasticité, il n'y a pas d'augmentation significative de la corrélation entre les rendements des actifs dans des paires de pays touchés par la crise et ils sont arrivés à la conclusion qu'il n'y avait pas de contagion seulement une « l'interdépendance » (Forbes et Rigobon, 2002 ; Bordo et Murshid, 2001 ; Basu, 2002)¹.

Toutefois, dans leurs tests de contagion financière basée sur un modèle à un seul facteur, Corsetti et al. (2005) constatent une certaine contagion et une certaine interdépendance. De plus, en se concentrant sur différents canaux de transmission, Froot et al. (2001) et Basu(2002) confirment l'existence d'effet de contagion.²Ainsi, les preuves de la contagion financière ne sont pas concluantes. 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 d'information dans chaque marché (Kodres et Pritsker, 2002). Les pays n'ont pas besoin d'être lié directement par fondements macroéconomiques afin de transmettre des chocs. 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 sur les prix des actifs sont plus importants sur les marchés. Les grandes

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. Et les marchés développées ont un niveau accru d'asymétrie d'information que chez les marchés émergents, on s'attend à ce que les marchés développées sont beaucoup plus sévèrement influencé par la contagion que les marchés émergents (Lhost, 2004). Dans notre travail de recherche, nous examinons empiriquement la dynamique des co-mouvements lors de la crise des subprimes, entre le marché américain et les marchés des pays développés et émergents, à l'aide de la technique DCC-GARCH et le test des coefficients de corrélations ajustées en se référant à la définition de Forbes et Rigobon (2002).

Notre papier est structuré de la manière suivant : après une brève introduction nous présentons une revue de littérature sur la contagion suivie par la définition du modèle DCC-GARCH et on finira par une partie empirique et une conclusion.

2- Revue de littérature : Une vaste littérature analytique et empirique a été consacrée à l'étude du phénomène de contagion³. Son objectif n'est pas uniquement d'examiner les canaux de transmission, mais aussi de chercher une mesure de contagion et d'analyser son évolution à travers le temps. On peut citer par exemple les travaux des auteurs King et Wadhvani (1990) qui sont les premiers à utiliser les coefficients de corrélation pour étudier les phénomènes de contagion entre les marchés des actions.

Le phénomène de contagion a une importance fondamentale sur les marchés financiers en raison de ces conséquences sur 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 actifs⁴. Engle, Ito et Lin (1990) ont

¹(Forbes et Rigobon, 2002) la contagion est définie comme une augmentation significative de la corrélation entre les marchés pendant la période de crise.

²Pritsker (2001) résume les quatre types de canaux de transmission : le canal d'informations corrélées (vonFurstenberg et Jeon, 1989 ; King et Wadhvani, 1990) (Sachs et al, 1996.), Canal de la liquidité (Forbes, 2004 ; Claessens et al, 2001), le canal de couverture entre marché (Kodres et Pritsker, 2002; ; Calvo et Mendoza, 2000), et le canal de l'effet de richesse (Kyle et Xiong, 2001). Même si un test direct pour identifier les canaux de transmission de la contagion financière pourrait être plus fructueux, il n'est pas une tâche facile à mettre en œuvre en raison du manque de données microstructure pour les investisseurs ou sans une identification a priori des variables fondamentales pertinentes. Ainsi, la plupart des travaux de recherche empiriques sur l'analyse des effets de contagion se tournent vers l'étude co-mouvements des rendements des marchés boursiers, en appliquant diverses formes d'analyses de corrélation. Dans ce cadre, la contagion est définie comme une augmentation significative de la corrélation entre les rendements des actifs sur les différents marchés.

³On évoque quelques articles qui portent sur la contagion onstaff (2010), Alaoui et al. (2011). 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 (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).

⁴Dans la littérature plusieurs papiers ont testé l'existence de la contagion dans divers crises financières sur différents marchés [les marchés boursiers (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

utilisé un modèle GARCH pour étudier en premier temps les effets de transmission de la contagion intra-quotidienne du taux de change entre les marchés japonais et américain. En second temps sur les liens entre les marchés des actions américaines et japonaises. 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 analysé les relations entre les marchés boursiers de New York, Londres et Tokyo à partir d'un modèle ARCH. Ils ont étudié la volatilité des prix des actions dans chacun de ces marchés et leur éventuelle transmission d'un marché à l'autre. Les résultats des estimations ont montré 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.

Bekaert et Harvey (1997) ont étudié l'intégration des marchés de vingt pays émergents à l'économie mondiale pour voir l'effet de transmission de la volatilité des marchés des actions des pays émergents. Pour le faire, ils ont appliqué un modèle GARCH multivarié dont la moyenne et la variance conditionnelle sont composées de variables lesquelles permettent de capter des chocs provenant du marché mondial et des chocs propres à chaque pays. En intégrant aussi dans leur modèle des variables macroéconomiques permettant de mesurer le degré d'intégration de chaque pays à l'économie mondiale, comme par exemple la part des échanges internationaux sur le PIB. Les résultats montrent que plus un pays est intégré, plus il est exposé à subir un choc provenant de l'extérieur par les canaux de transmissions. Yew-Kwang Ng (2000), a également constaté un effet de transmission de la volatilité des marchés américains et japonais vers les marchés du bassin du Pacifique. Il a utilisé un modèle GARCH multivarié le même modèle que Bekaert et Harvey (1997). Sauf que Ng explique clairement dans son modèle les chocs étrangers provenant de sources régionales (le Japon) et globales (les États-Unis). En utilisant des données hebdomadaires des rendements des indices des marchés boursiers des pays du bassin du pacifique (Thaïlande, Hong Kong, Corée du Sud, Taiwan...) et les indices américains et japonais respectivement SP&500 et le Tokyo Stock Price Index. Afin de distinguer l'influence relative des États-Unis et celle du Japon sur les marchés du bassin du Pacifique, il a utilisé un modèle de transmission de volatilité univariée et a effectué pour chaque modèle un test de l'existence de l'effet de transmission. Les résultats ont révélé un effet de

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).

transmission de la volatilité significatif des marchés japonais et américain en Malaisie, Singapour, Taiwan et en Thaïlande et contrairement aux attentes, aucun effet de transmission n'est observé des États-Unis vers Hong Kong qui sont pourtant deux marchés étroitement liés. Horta et al. (2008) analysent l'impact de la contagion de la crise hypothécaire américaine des subprimes sur les marchés d'échanges : canadien, japonais, italien, Français, Royaume-Uni, allemand et portugais, à l'aide des modèles de copules. En conséquence, Horta et al. (2008) confirment l'impact de contagion remarquable pour le Canada, le Japon, l'Italie, la France et au Royaume-Uni, par contre en Allemagne cet impact n'est pas significatif comme les autres pays. Le marché canadien est le plus touché par la contagion parmi les 4 pays.

Dungey (2009) examine la contagion entre marché monétaire et le marché boursier des pays suivant : les États-Unis, Royaume-Uni, Japon et Australie. Au cours de la période de resserrement du crédit. Les résultats de Dungey (2009) peuvent être résumés comme suit : la volatilité des chocs mondiaux est transmise à tous les marchés de la même manière que pendant la période d'avant-crise. La transmission de la volatilité sur les marchés hors les USA est la même que pendant les crises précédente. Le marché boursier américain semble avoir un rôle dans l'absorption des chocs du marché monétaire américain et agit en tant que distributeur de ces chocs sur d'autres marchés.

Naoui et al. (2010) ont testé comportement de 6 marchés boursiers développés et 10 marchés boursiers émergents, qui ont été touchés par la crise des subprimes déclenchée aux États-Unis d'Amérique, via la contagion. En appliquant la méthode DCC-GARCH dynamique corrélation conditionnelle. Ils relèvent un effet de contagion concluent entre les États-Unis et les pays émergents et développés au cours de la crise des subprimes.

3- Les données et statistiques descriptives :

3-1 Données : Les données utilisées dans cette étude sont des valeurs des indices boursiers⁵ quotidiens. A partir de ces derniers on calcule les rendements journaliers des 11 marchés étudiés I_{it} qui sont calculés de la manière suivante :

$$R_{it} = 100 * \log\left(\frac{I_{it}}{I_{i,t-1}}\right)$$

Avec :

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

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

⁵Les 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.

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

L'échantillon considéré sur lequel nous menons notre étude comporte 11 marchés boursiers dont 5 marchés développés⁶ et 6 marchés émergents⁷.

La période totale d'étude s'étale entre le 05/01/2005 et le 28/12/2011 en fréquence journalière avec un total de 1129 observations par marche.

Cette période sera subdivisée en deux sous-périodes

- ✓ Période de l'avant crise : du 1/05/2005 jusqu'au 31/07/2007
- ✓ Période de crise : du 01/08/2007 jusqu'au 28/12/2011
- ✓ La première période englobe 424 observations alors que la 2^{em} contient 705 observations.

On note que lors de cette étude, on se basera sur l'indice américain Dow Jones comme indice de référence.

3-2 Statistiques descriptives : On va effectuer un ensemble de teste statistique, sur les variables qui constituées notre échantillon, ou il s'agit d'un groupe de pays émergents et développés, est regroupée dans les tableaux ci-dessous :

Le tableau (1) indique, sur la période totale qui s'étale du 05/01/2005 au 28/12/2011, les pays émergents de notre échantillon présentent des moyennes assez faibles dont (EGX) l'Egypte a le rendement moyen le plus bas (-0.0117). Alors que la variable (Shcomp) Chine enregistre le rendement moyen le plus élevé avec (0.0465). En ce qui concerne le rendement journalier maximal, il varie de (4,6256) pour le (IPC) Mexique à (1.4537) pour le (Tunisdex) Tunisie. Cependant le rendement journalier minimal est entre (-1,3353) pour le (Tunisdex) Tunisie à (-5.0209) pour l'IPC Mexique. Concernant les pays développés, en regardant le tableau (4), on remarque que sur la même période totale ces derniers présentent des valeurs négatives proches de zéro ou le (CAC40) France a le niveau le plus bas (-5,99E-05) tandis que le (Nikkei 225) du Japon présente le niveau le plus élevé (0,0094).

Pour le rendement journalier maximal, il varie de (1,7612) pour le (Nikkei 225) Japon à (0.8985) pour le (Dow Jones) USA. Alors que le rendement minimal se situe entre (-0,9926) pour le (Dow Jones) USA à (-1,923) pour le (Nikkei225) Japon l'analyse de la volatilité des rendements boursiers montre que

l'écart type a enregistré une augmentation entre la période tranquille et celle de crise.

L'observation des écarts type chez les pays émergents lors de la période de crise fait ressortir une augmentation assez accrue chez les marchés suivent : IPC, Marvel, Shcomp, Tunisdex, EGX30 enregistrent respectivement les valeurs de : (0.818430) (0.934146) (0.871244) (0.341041) (0.812749). En effet ces valeurs élevées des écarts type traduisent une volatilité assez prononcée des cours et une instabilité des rendements. L'analyse de se même phénomène chez les marchés développés révèle une hausse des écarts type des marchés suivant : Dow Jones, CAC40, MIB30, FTSE100 Nikkei 225 enregistrant respectivement les valeurs suivante (0.692328) (0.966888) (1.037345) (0.853911) (0.763795), ou le marché italien le plus volatile.

Comme nous pouvons le constater pour les deux sous périodes, le coefficient de skewness est non nul pour tous les indices, mais proche de zéro. 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, le constat est le même. Ses valeurs, sont supérieures à la valeur normale 3. Ce qui suggère donc que la distribution des séries est véritablement leptokurtique et que les queues de distributions semblent être plus épaisses par rapport à celles d'une 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 5%.

La matrice de corrélation :

La matrice des corrélations fournit une description préliminaire des relations existantes entre les différents marchés. L'étude des corrélations sur les deux sous périodes nous permettra d'avoir une idée quant à leur évolution.

⁶ -Amérique du nord : Etats-Unis (Dow Jones)

-Pacifique/ Asie : Japon (Nikkei 225)

-Europe : France, Royaume-Uni, Italie (CAC40, FTSE100 et MIB30)

⁷ -Afrique : Egypte, Maroc et la Tunisie (EGX30, Masi et Tunisdex)

-Amérique Latine : Mexique, Argentine (IPC et Merval)

-Pacifique/ Asie : Chine (shcomp)

Tableau n°1 : Statistiques descriptives des rendements journaliers des pays émergents (période totale)

INDICE	IPC	MARVEL	SHCOMP	TUNISDEX	MASI	EGX30
Moyenne	0.025401	0.020381	0.046595	0.021309	0.018041	-0.011707
Médiane	0.059444	0.052481	0.041743	0.025117	0.010190	0.052619
Maximum	4.625610	4.355805	4.005631	1.453786	2.081857	2.981527
Minimum	-5.020939	-4.944284	-3.737006	-1.335387	-2.940602	-4.764796
Ecart type	0.784390	0.847085	0.817143	0.313382	0.504732	0.794305
Skewness	-0.011012	-0.231558	-0.090678	0.035482	-0.339920	-0.724844
Jarque-Bera	1662.058	757.3215	459.8281	214.4728	630.9330	599.2079
Kurtosis	8.943999	6.985533	6.121221	5.134051	6.598616	6.261322
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	1129	1129	1129	1129	1129	1129

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n°2 : Statistiques descriptives des rendements journaliers des pays émergents (période tranquille):

INDICE	IPC	MARVEL	SHCOMP	TUNISDEX	MASI	EGX30
Moyenne	0.054136	0.018511	0.059443	0.029834	0.060371	0.046495
Médiane	0.086821	0.041194	0.070350	0.022875	0.063801	0.080239
Maximum	4.625610	4.106315	3.426733	0.805588	1.808238	2.981527
Minimum	-5.020939	-2.085670	-3.737006	-0.972474	-2.065413	-3.428023
Ecart type	0.724286	0.679079	0.719036	0.261148	0.506449	0.760028
Skewness	0.123354	0.203398	-0.398009	-0.022637	-0.465138	-0.552460
Kurtosis	13.65189	6.163134	6.281545	3.573714	5.840846	5.856662
Jarque-Bera	2005.583	179.6859	201.4386	5.851150	157.8662	165.7375
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.053634	0.000000	0.000000
Observations	424	424	424	424	424	424

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n°3 : Statistiques descriptives des rendements journaliers des pays émergents (période de crise)

INDICE	IPC	MARVEL	SHCOMP	TUNISDEX	MASI	EGX30
Moyenne	0.008119	0.021506	0.038868	0.016182	-0.007417	-0.046711
Médiane	0.046737	0.056241	0.040010	0.028032	-0.024828	0.030682
Maximum	4.438376	4.355805	4.005631	1.453786	2.081857	2.718966
Minimum	-3.895889	-4.944284	-3.358477	-1.335387	-2.940602	-4.764796
Ecart type	0.818430	0.934146	0.871244	0.341041	0.502340	0.812749
Skewness	-0.053106	-0.325359	0.022969	0.068914	-0.268936	-0.796882
Kurtosis	7.053274	6.540817	5.851870	5.132596	7.159538	6.381673
Jarque-Bera	482.9340	380.7240	238.9736	134.1545	516.7375	410.5389
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	705	705	705	705	705	705

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n°4 Statistiques descriptives des rendements journaliers des pays développés (période de totales):

INDICE	DOW	CAC40	FTSE100	MIB30	NIKKEI 225
Moyenne	0.008713	-5.99E-05	0.002792	-0.004542	0.009435
Médiane	0.023938	0.023045	0.034405	0.026094	-0.008959
Maximum	4.484489	5.362010	5.640292	5.548783	5.756259
Minimum	-3.480437	-3.737369	-3.843125	-3.715013	-3.131772
Ecart type	0.574006	0.807884	0.712757	0.856015	0.677386
Skewness	-0.010845	0.349949	0.366557	0.099626	0.520720
Kurtosis	10.48887	8.890433	11.29759	8.236470	9.662163
Jarque-Bera	2638.268	1655.258	3264.104	1291.779	2138.938
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

Observations	1129	1129	1129	1129	1129
--------------	------	------	------	------	------

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n°5 : Statistiques descriptives des rendements journaliers des pays développés (période de tranquille)

INDICE	DOW	CAC40	FTSE100	MIB30	NIKKEI 225
Moyenne	0.019357	0.025261	0.008592	0.017649	0.013399
Médiane	0.030003	0.037033	0.022211	0.040826	0.004768
Maximum	0.898579	1.361592	1.314795	1.319020	1.761216
Minimum	-0.992629	-1.784429	-1.457371	-1.512785	-1.923557
Ecart type	0.284092	0.428405	0.375662	0.402878	0.502647
Skewness	-0.226175	-0.411766	-0.186914	-0.441206	-0.178744
Kurtosis	3.746572	4.226369	4.464357	4.029617	4.213052
Jarque-Bera	13.46183	38.55194	40.35221	32.48481	28.25417
Probabilité	0.001193	0.000000	0.000000	0.000000	0.000001
Observations	424	424	424	424	424

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n°6 : Statistiques descriptives des rendements journaliers des pays développés (période de crise)

INDICE	DOW	CAC40	FTSE100	MIB30	NIKKEI 225
Moyenne	0.002312	-0.015288	-0.000695	-0.017888	0.007051
Médiane	0.019572	0.007624	0.037540	0.011731	-0.022576
Maximum	4.484489	5.362010	5.640292	5.548783	5.756259
Minimum	-3.480437	-3.737369	-3.843125	-3.715013	-3.131772
Ecart type	0.692328	0.966888	0.853911	1.037345	0.763795
Skewness	0.022566	0.386684	0.361097	0.138045	0.618061
Kurtosis	7.882361	6.873639	8.697261	6.074847	9.116429
Jarque-Bera	700.2850	458.3434	968.7977	279.9705	1143.824
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	705	705	705	705	705

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Tableau n°7 la matrice de corrélation : Période de tranquillité

	DOW	CAC40	FTSE100	MIB	NIEKKI	IPC
DOW	1.000000					
CAC40	0.404947	1.000000				
FTSE100	0.370209	0.890539	1.000000			
MIB	0.377171	0.924661	0.844452	1.000000		
NIEKKI	0.051009	0.261107	0.217994	0.207596	1.000000	
IPC	0.499248	0.423854	0.406794	0.406019	0.155463	1.000000

	DOW	MARVEL	SHCOMP	TUNISDEX	MASI	EGX
DOW	1.000000					
MARVEL	0.439491	1.000000				
SHCOMP	-0.036011	0.015300	1.000000			
TUNISDEX	-0.034038	0.007307	-0.072245	1.000000		
MASI	0.050698	0.101729	0.021423	0.182788	1.000000	
EGX	-0.005726	-0.033707	0.026683	0.038080	0.157396	1.000000

Période de crise

	DOW	CAC40	FTSE100	MIB	NIEKKI	IPC
DOW	1.000000					
CAC40	0.610680	1.000000				
FTSE100	0.576880	0.915366	1.000000			

MIB	0.571341	0.940526	0.845421	1.000000		
NIEKKI	0.158158	0.343380	0.366281	0.301927	1.000000	
IPC	0.705564	0.557871	0.559972	0.521903	0.229926	1.000000

	DOW	MARVEL	SHCOMP	TUNISDEX	MASI	EGX
DOW	1.000000					
MARVEL	0.621759	1.000000				
SHCOMP	0.025579	-0.050919	1.000000			
TUNISDEX	0.071609	0.129768	-0.022686	1.000000		
MASI	0.133809	0.172237	0.034667	0.346378	1.000000	
EGX	0.114016	0.231151	-0.011388	0.275470	0.256549	1.000000

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Cette matrice fait apparaître des corrélations faibles entre le marché américain et les autres marchés de l'échantillon lors de la période tranquille, atteignant même des valeurs négatives. En revanche, en période de crise, ces mêmes valeurs ont légèrement augmenté, pour certains, et chez d'autres ont enregistré une augmentation nettement remarquable tel que par exemple : IPC (0.4992 à 0.7055). Autrement dit, les coefficients de corrélation entre le marché américain et les autres marchés qui constituent notre échantillon ont augmenté d'une manière significative après la crise ce qui révèle une volatilité accrue.

Les graphiques des rendements boursiers (voir les Annexes 1) montrent un regroupement de volatilité des rendements boursier à partir de la mi-2007. C'est-à-dire en observant l'évolution des indices des différents marchés montrent une certaine simultanéité au niveau des fluctuations des indices étudiés par rapport à celle de l'indice américain Dow Jones.

En effet, le Dow Jones traduit une évolution légèrement stable lors de la période précédant l'éclatement de la crise des Subprimes, et à la date de déclenchement de la crise, cet indice enregistre une chute, décelable à travers les graphiques illustrés précédemment. Parallèlement les indices des autres marchés se trouvent sensibles à cette chute où ils enregistrent à leurs tour une baisse de leurs indices, mais qui n'est pas immédiate, ceci pourrait être interprété comme le temps de La transmission de l'effet de la crise, déclenchée aux Etats-Unis, aux autres marchés. Cette constatation présage un effet de contagion de la crise, via lequel, le choc boursier qu'a connu l'indice américain s'est transmis aux autres places boursières.

4- Méthodologie :

4-1 Modèle DCC-GARCH :

Afin d'analyser empiriquement la contagion en se basant sur la définition de Forbes et Rigobon (2001) qui définissent la contagion comme une

augmentation significative des liens entre les marchés suite à un choc survenu sur un pays ou un groupe de pays.

Nous appliquons le modèle DCC-GARCH d'Engle (2002). L'avantage majeur de l'utilisation de ce modèle est la détection des changements possibles des corrélations conditionnelles variant dans le temps, ce qui nous permet de détecter le comportement dynamique des investisseurs en réponse aux nouvelles informations, en outre les corrélations conditionnelles dynamiques mesurées convient de prouver l'existence d'un effet de contagion en raison d'un comportement moutonnier qui apparaît sur les marchés financiers pendant la période de crise. [Voir Corsetti et al. (2005), Boyer et al. (2006), Chiang et al. (2007) et Syllignakis et Kouretas (2011)]. Un autre avantage du modèle DCC-GARCH estime les coefficients de corrélations des résidus standardisés et représente l'hétéroscédasticité directement (Chiang et al. 2007). Depuis la volatilité est ajusté par la corrélation dynamique conditionnelle (DCC), mais cette dernière n'a pas de biais sur la volatilité. Contrairement à la volatilité-ajustée entre les marchés corrélés employée par Forbes et Rigobon (2002), DCC-GARCH règle en permanence la corrélation de la volatilité variant dans le temps. Par conséquent DCC offre une superbe mesure de la corrélation. (Cho and Parhizgari, 2008).

L'estimation du modèle DCC-GARCH d'Engel comprend deux étapes :

La première étape l'estimation du modèle GARCH. La deuxième est l'estimation des corrélations conditionnelles qui varient dans le temps DCC-GARCH. Pour commencer nous spécifions l'équation des rendements est comme suite :

$$r = \gamma_0 + \gamma_1 r_{t-1} + \gamma_2 r_{t-1}^{\text{Dow}} + \varepsilon_t$$

$$r = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{n,t}), \quad n = 11, \varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}),$$

$$\text{et } \varepsilon_t | \mathfrak{F}_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

H_t : Matrice de variance-covariance conditionnelle à la date t , \mathfrak{F}_{t-1} l'ensemble d'information en $t - 1$. La matrice de variance-covariance conditionnelle peut s'écrire :

$$H_t = D_t R_t D_t$$

Ou le D_t matrice diagonale des écarts type temporelle conditionnelle du rendement, obtenu à partir de l'estimation d'un modèle GARCH (q, p) avec $\sqrt{h_{i,t}}$ $i = 1, 2, \dots, K$

$$h_{i,t} = a + \sum_{q=1}^{q_i} b_{iq} \varepsilon_{it-q}^2 + \sum_{p=1}^{p_i} c_{ip} h_{it-p}$$

$i = 1, 2, 3, \dots, K$

R_t : Matrice des corrélations conditionnelles

Le modèle de DCC proposé par Engle (2002) implique deux étapes d'estimation de la matrice de covariance conditionnelle H_t , dans la première étape le modèle de la volatilité variable consiste à estimer les rendements des indices et la variance conditionnelle $\sqrt{h_{i,t}}$ obtenue. Dans la deuxième étape, les résidus des rendements sont transformés par leurs écarts-types estimés à partir de la première étape c'est-à-dire :

$$\delta_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$$

Est ensuite utilisée pour estimer les paramètres de la corrélation conditionnelle

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha\delta_{t-1}\delta'_{t-1} + \beta Q_{t-1}$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}$$

$$R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-1/2}$$

$$(\text{diag}(Q_t))^{-1/2} = \text{diag} \left(\frac{1}{\sqrt{q_{11,t}}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{q_{kk,t}}} \right)$$

$Q_t = |q_{ij,t}|$ matrice de variance-covariance des résidus standardisés $\delta_{i,t}$

$\bar{Q}_t = E[\delta_t \delta_t']$ La matrice des variances-covariances inconditionnelles de δ_t

$(\alpha), (\beta)$: sont des paramètres non négative ($\alpha + \beta < 1$) sont intercepté, respectivement, les effets des chocs et des corrélations dynamiques retardées sur le niveau contemporain de ces dernières.

Q_t^* : C'est une matrice diagonale contenant la racine carrée des éléments de la diagonale principale de Q_t ($Q_t^* = [q_{ii,t}^*] = \sqrt{q_{ii,t}}$)

Les corrélations conditionnelles pour une paire de marchés (i) et (j) à l'instant (t) peuvent être définies comme suit :

$$p_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} \quad i, j = 1, 2, \dots, n, i \neq j$$

$$= \frac{(1 - \alpha - \beta)q_{ij} + \alpha\delta_{i,t-1}\delta'_{j,t-1} + \beta q_{ij,t-1}}{\sqrt{(1 - \alpha - \beta)q_{ii} + \alpha\delta_{i,t-1}\delta'_{i,t-1} + \beta q_{ii,t-1}} \sqrt{(1 - \alpha - \beta)q_{jj} + \alpha\delta_{j,t-1}\delta'_{j,t-1} + \beta q_{jj,t-1}}}$$

$q_{ij,t}$: est un élément de la matrice Q_t ou i^{th} c'est la ligne et j^{th} c'est la colonne

Les paramètres du modèle DCC d'Engle (2002) sont estimés par la méthode du maximum du log-vraisemblance introduite par Bollerslev et al. (1992).

$$L(\Phi) = -1/2 \sum_{t=1}^T [(n \log(2\pi)) + \log|D_t|^2 + \varepsilon_t' D_t^{-1} \varepsilon_t] + (\log|R_t| + \delta_t' R_t^{-1} \delta_t - \delta_t' \delta_t)$$

N : le nombre d'équations
 T : le nombre d'observation,
 Φ : le vecteur des paramètres à estimer

La première partie de la fonction de vraisemblance de l'équation représente la volatilité, qui est la somme des probabilités individuelles du modèle GARCH. Dans la première partie La fonction de log-vraisemblance peut être maximisée sur les paramètres de D_t .

Compte tenu des paramètres estimés dans la première étape, la fonction de probabilité dans la deuxième étape, qui contient les paramètres de corrélation peut être maximisée pour estimer les coefficients de corrélation.

4-2 Résultat et interprétation :

Le tableau n°8 : résultat d'estimation du modèle GARCH

Indice	Equation du rendement			Equation de la variance			
	γ_0	γ_1	γ_2	a	b	c	Persistence
CAC40	0.019700 (1.262)	-0.112274* (-3.330)	0.274265* (6.927)	0.004578* (2.791)	0.114227* (8.648)	0.886294* (73.885)	1
FISE100	0.005247 (0.398)	-0.155154* (-4.866)	0.291262* (8.708)	0.003534* (3.304)	0.107052* (7.897)	0.891271* (72.692)	0.998
MIB30	0.010345	-0.098653* (-3.330)	0.220174* (6.927)	0.003589** (3.304)	0.110960* (7.897)	0.891703* (72.692)	1.002

	(0.648)	(-2.988)	(5.779)	(2.500)	(9.071)	(82.412)	
Nikkei	0.014842	-0.190765*	0.381648*	0.006787*	0.097323*	0.887805*	0.985
	(1.032)	(-6.429)	(14.948)	(3.608)	(6.838)	(53.378)	
Merval	0.029270	-0.07620***	0.158255*	0.044779*	0.133550*	0.804752*	0.938
	(1.313)	(-1.959)	(3.310)	(4.482)	(8.556)	(31.810)	
IPC	0.043518**	0.059349***	0.067167	0.016435*	0.171382*	0.811817*	0.983
	(2.512)	(1.717)	(1.509)	(4.250)	(7.699)	(37.285)	
Shcomp	0.040934**	0.027567	-0.012236	0.009899*	0.062756*	0.923179*	0.985
	(2.453)	(0.856)	(-0.284)	(4.194)	(5.839)	(78.559)	
Tunisdex	0.017541**	0.139759*	0.070433*	0.016838*	0.152025*	0.669833*	0.821
	(1.987)	(4.098)	(4.668)	(4.256)	(4.955)	(11.906)	
Masi	0.011894	0.126803*	0.106174*	0.007999*	0.094883*	0.871707*	0.966
	(0.966)	(4.308)	(4.765)	(4.327)	(6.857)	(48.209)	
EGX30	0.022116	0.087682*	0.277545*	0.053030*	0.120526*	0.790817*	0.911
	(0.969)	(2.735)	(7.604)	(4.938)	(5.088)	(20.764)	

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Le tableau (8) présente les estimations des équations des rendements et de la variance conditionnelle. Le terme AR (le rendement de l'indice boursier au t-1) dans l'équation des rendements est significativement positif pour le Mexique, la Tunisie, le Maroc et l'Egypte. Tandis qu'il est significativement négatif pour la France, le Royaume-Uni, l'Italie, le Japon et l'Argentine.

Ce résultat est en accord avec les éléments reportés dans la littérature. En effet, l'AR est positive dans les marchés émergents en raison de la fluctuation des prix ou ajustement partiel. Alors que l'AR est négative dans les marchés avancés en raison d'une réaction positive des marchés. Toutefois, l'AR n'est pas très important pour la Chine.

L'effet du rendement boursiers des États-Unis sur les rendements boursiers de notre échantillon est, en moyenne, très significative et de très grande ampleur, allant de 0,0704 (Tunisie) à 0,3816 (Japon).

Dans l'équation de la variance, les termes des carrés des résidus retardés (*b*) et la variance conditionnelle retardée (*c*) sont très significatifs, ce qui est conforme à la volatilité variant dans le temps et justifie le choix de GARCH spécification.

Nous remarquons que la somme des coefficients estimés (voir la dernière colonne) dans l'équation de la variance (*b* + *c*) est proche de l'unité pour tous les cas, ce qui implique que la volatilité s'affiche de façon très persistante.

Il serait alors pertinent de procéder dans une seconde étape, à estimer les corrélations conditionnelles dynamiques, via une représentation graphique.

La figure 2 (voir les Annexes 2) illustre la corrélation conditionnelle des rendements des marchés étudiés (émergents et développés). Il s'agit des variations négatives et positives pour tous les marchés étudiés. Nous remarquons que les coefficients de corrélation conditionnelle entre les marchés émergents-développés et le marché américain sont élevés pendant la période de crise.

Pour les pays européens cette augmentation de la corrélation varie de 1 à 9 pendant la crise pour l'Italie et le Royaume-Uni. Tandis que France relève une corrélation de 1 à 7 en période de crise. De même, il est décelable que cette augmentation est assez importante pour certains marchés de l'Amérique Latine, tel que ; l'Argentine (Merval) qui passe de (0,5) en période tranquille à (3,5) en période de crise.

Egalement, la zone d'Asie n'échappe pas à ces changements en matière de corrélation conditionnelle, le marché japonais (Nikkei225) enregistre une augmentation importante passant de (0,5) en période tranquille à (5) suite au déclenchement de la crise des subprimes.

Néanmoins, il est pertinent suite à ces constatations de signaler que la crise des subprimes n'avait pas d'impact assez significatif sur les marchés de l'Afrique, où la Tunisie, Maroc, l'Egypte se trouvent les moins affectés par cette conjoncture, qui, présentent des corrélations conditionnelles relativement stables avec le marché américain.

Nous constatons sur la figure 2, durant la période 2007-2008, que les corrélations entre le marché boursier américain et la plupart des autres marchés

de l'échantillon sont élevées, ceci coïncide avec le déclenchement de la crise des subprimes aux USA.

La crise des subprimes souffla des Etats-Unis vers les pays développées et émergents pour la simple raison que presque tous les produits titrisés à Wall Steet avaient été vendu à des investisseurs étrangers. Durant la phase d'expansion du marché immobilier, des banques étrangères, des fonds de pension et une foule d'autres établissements avaient acheté ces titres. La défaillance d'un emprunteur subprimes de Las Vegas ou de New York se diffusait par le biais de la titrisation et touchait tant les retraités français que des banques d'affaires anglaises.

La majeure partie de ces titres finit par atterrir dans les portefeuilles d'actifs des investisseurs étranges ou des banques européennes et de leurs filiales. Certaines banques étaient directement exposées à la crise des subprimes parce qu'elles détenaient des tranches de CDO «collateralized debt obligation» ainsi que d'autres instruments. Beaucoup de banques dans des pays développés avaient des filiales dans d'autres pays émergents. Ces filiales avaient injecté des montants substantiels de crédits dans les différents pays. Une fois leurs maison-mères subissaient des pertes massives, elles développaient une aversion au risque et commençaient à se désengager, affamant de la sorte leurs homologues étrangers. La chute des crédits contribuait à plonger ces pays dans la crise.

Les marchés boursiers contribuaient également dans la transmission de la crise. Quand le marché américain était touché, il a entraîné avec lui le marché de Londres, Paris, Venise, Tokyo, Shanghai et d'autres places financières. Cette transmission s'explique partiellement par le degré élevé d'interdépendance entre les marchés financiers.

Dans un monde dans lequel des traders peuvent suivre instantanément l'évolution des marchés boursiers de la moitié du globe, le sentiment d'un investisseur se transmet rapidement aux autres marchés. Le marché boursier devient le moyen par lequel les investisseurs manifestaient leur aversion grandissante pour le risque en vendant des titres pour acheter des actifs moins risqués. En effet, durant la crise des subprimes, il y a eu un mouvement de foule, des investisseurs ont commencé à paniquer et à retirer des fonds de toutes les économies liées au marché américain. Au cours de ce processus, les rendements boursiers dans ces pays a montré une augmentation progressive de corrélation.

La contagion qui embrasait les marchés financiers a été plus marquée, plus rapide et plus synchronisée qu'elle le l'avait été par le passé. C'est de cette façon que la crise s'était diffusée hors des Etats

Unis, en affectant les pays dont les marchés boursiers et l'activité bancaire était liée à celle des Etats Unis.

Ce résultat, se trouve cohérent avec l'analyse de Forbes et Rigobon(2002) qui stipulent que l'augmentation de la corrélation au cours d'une période de crise est due à une augmentation de la volatilité des marchés boursiers internationaux, qui ont été affectés par une crise.

4-3 Test de corrélation : mesure de la contagion pure :

Le coefficient de corrélation est une mesure utilisée pour étudier les relations entre les rendements des marchés boursiers. La contagion se produit lorsque la corrélation augmente de façon significative au cours d'une période de crise. Cette augmentation suggère qu'il y ait un renforcement des relations ou des mécanismes de transmission entre deux marchés. Néanmoins, si cette augmentation n'est pas statistiquement significative, nous avons affaire à un phénomène d'interdépendance et non une contagion pure.

Forbes et Rigobon (2001) ont montré que l'augmentation d'un coefficient de corrélation entre deux séries financières peut être biaisée par les variations qui se suivent de la volatilité d'un choc sur un marché. Cela conduit à des problèmes d'hétéroscédasticité. Par conséquent, un ajustement peut corriger ce biais. Pour cela nous avons opté pour l'ajustement utilisé par Forbes et de Rigobon (2001).

Le test que nous utilisons pour vérifier l'existence du phénomène de la «contagion pure» est inspirée de l'œuvre de Collins and Biekpe (2003). Soient deux variables stochastiques respectivement $r_{1,t}$ et $r_{2,t}$ représentant les rendements des actifs dans deux marchés différents au temps t.

$$r_{1,t} = a_0 + a_1 r_{2,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Forbes et Rigobon(2001) proposent un coefficient de corrélation ajusté défini comme suite :

$$p = \text{corr}(r_1, r_2) = \frac{\text{cov}(r_1, r_2)}{\sigma_1 \sigma_2}$$

$$p^* = \frac{p}{\sqrt{1 + \delta[1 - (p)^2]}}$$

$$\delta = \frac{\text{var}^{crise}(r_2)}{\text{var}^{pres-crise}(r_2)} - 1$$

ε_t est indépendant de r_2 , δ est l'augmentation relative de la variance de r_2 , $\text{var}^{crise}(r_2)$, $\text{var}^{pres-crise}(r_2)$ sont les variances de r_2 dans une période de forte volatilité et une période de faible volatilité, respectivement

p : le coefficient de corrélation non- ajusté (variant en fonction de la période de haute ou de faible volatilité)

p^* : le coefficient de corrélation ajusté

nous utilisons les deux hypothèses suivantes :

$$\begin{cases} H_0: p^{*crise} = p^{*(pre-crise)} \\ H_1: p^{*crise} \neq p^{*(pre-crise)} \end{cases}$$

Le test de Student proposé par Collins et Biekpe (2002) pour tester la signification de ces hypothèses est donnée par le texte suivant :

$$t = (p_{crise}^* - p_{pres-crise}^*) \sqrt{\frac{n_{crise} + n_{pre-crise} - 4}{1 - (p_{crise}^* - p_{pres-crise}^*)^2}}$$

t suit une loi de student à $(n_{crise} + n_{pre-crise} - 4)$ degré de liberté

Tableau n°9 : Test de coefficients de corrélations ajustées

Source Dow Joenes	Corrélation ajustée avant crise	Corrélation ajustée après crise	t-student
Dow J- CAC40	0,1787	0,3015	4,1502*
DowJ- FTSE100	0,1613	0,2782	3,9480*
DowJ- MIB30	0,1647	0,2745	3,6945*
DowJ- Nikkei225	0,0209	0,0655	1,497
DowJ- Merval	0,1967	0,3096	3,811*
DowJ- IPC	0,2299	0,3780	5,022*
DowJ- Shcomp	-0,0147	0,0104	0,8421
DowJ- Tunisindex	-0,0139	0,0294	1,453
DowJ- Masi	0,0208	0,0552	1,053
DowJ- EGX 30	-0,0023	0,04701	1,655

Le tableau (9) montre les résultats du teste des corrélations ajustées des rendements boursiers en période tranquille et de crise.

On constate que l'hypothèse nulle d'absence d'augmentation de corrélation après la crise qui s'est déclenché aux États-Unis, est rejetée pour l'ensemble des pays suivant : France, Italie, Royaume-Unis, Mexique Argentine. Leurs coefficients de corrélation sont significatifs, ce qui est conforme avec la contagion pure, l'augmentation significative des liens entre les marchés suite à un choc survenu sur un pays ou un groupe de pays, selon Forbes et Rigobon (2002).

Par contre l'hypothèse nulle d'absence d'augmentation de corrélation après la crise est acceptée pour le reste de l'échantillon (Japon, Chine, Maroc, Tunisie, Egypte), leurs coefficients de corrélation ajustée ne sont pas significatifs ou les valeurs de t-student respectivement sont inférieures à la valeur critique (1,96), au seuil de 1% ; (1,497-0,8421-1,053-1,453-1,655). On peut dire que pour ces marchés il s'agit uniquement d'un cas d'interdépendance et non pas de contagion pure avec le marché américain

Tableau n°10 : Identification des cas de contagion des cas d'interdépendance

	Cas de Contagion Pure	Cas Independence

Marchés Boursiers	USA - France USA- Royaume-Unis USA - Italie USA - Argentine USA - Mexique	USA - Japon USA - Chine USA - Maroc USA - Tunisie USA - Egypte
-------------------	---	--

5- Conclusion :

Cet article étudie le phénomène de contagion de la crise des subprimes de 2007 aux états unis d'Amérique sur les marchés boursiers de 11 pays dans le monde : émergents et développés.

Nous avons testé empiriquement ce phénomène via la technique de DCC-GARCH et le test des corrélations ajustées, entre le : 11/03/2005 au 31/07/2010.

Les principaux résultats des analyses sont les suivants: nous avons repéré une augmentation significative dans les corrélations dynamiques des rendements des marchés émergents-développés (Mexique, Argentine, France, Royaume-Uni, Italie, Japon et la Chine) avec le marché américain pendant la crise des subprimes, à l'exception des marchés de la Tunisie, Maroc et l'Égypte. Ce qui relève une preuve de contagion. D'autre part, en adoptant la définition de la contagion pure comme étant l'augmentation significative des liens entre les marchés durant la période de crise, nous avons pu, via le test des coefficients de corrélations ajustées, vérifier l'existence de contagion pure entre le

marché américain et les marchés suivants : Argentine, Royaume-Uni, France, Italie, Mexique.

Cela confirme le résultat de Hwang et al. (2010) qui trouvent la preuve de la contagion financière, non seulement dans les marchés développés, mais aussi dans les pays émergents au cours de la crise américaine des subprimes. Par contre, ils ont trouvé un effet de contagion entre le marché américain et le marché japonais, ce résultat n'est pas conforme avec le nôtre car nous avons montré que l'effet de contagion était non significatif entre le marché américain et Japonais.

Par rapport aux autres travaux, Naoui, Khemiri et Liouane (2010), ont pu montrer un effet de contagion entre le marché américain et les marchés émergents : Argentin, Mexique. Et d'une autre part, ils n'ont pas trouvé d'effet de contagion financière en Chine. Ce qui est compatible avec nos résultats.

Nous constatons aussi que les marchés développés semblent être le plus influencé par les effets de contagion des états unis d'Amérique. Ce résultat est attendu puisque les marchés développés sont les plus connectés avec le marché boursier américain.

La contagion financière a provoqué des conséquences néfastes dans les pays émergents et

développés. Les résultats de papier sont importants pour les décideurs politiques car la contagion financière influe sur développement et croissance des pays.

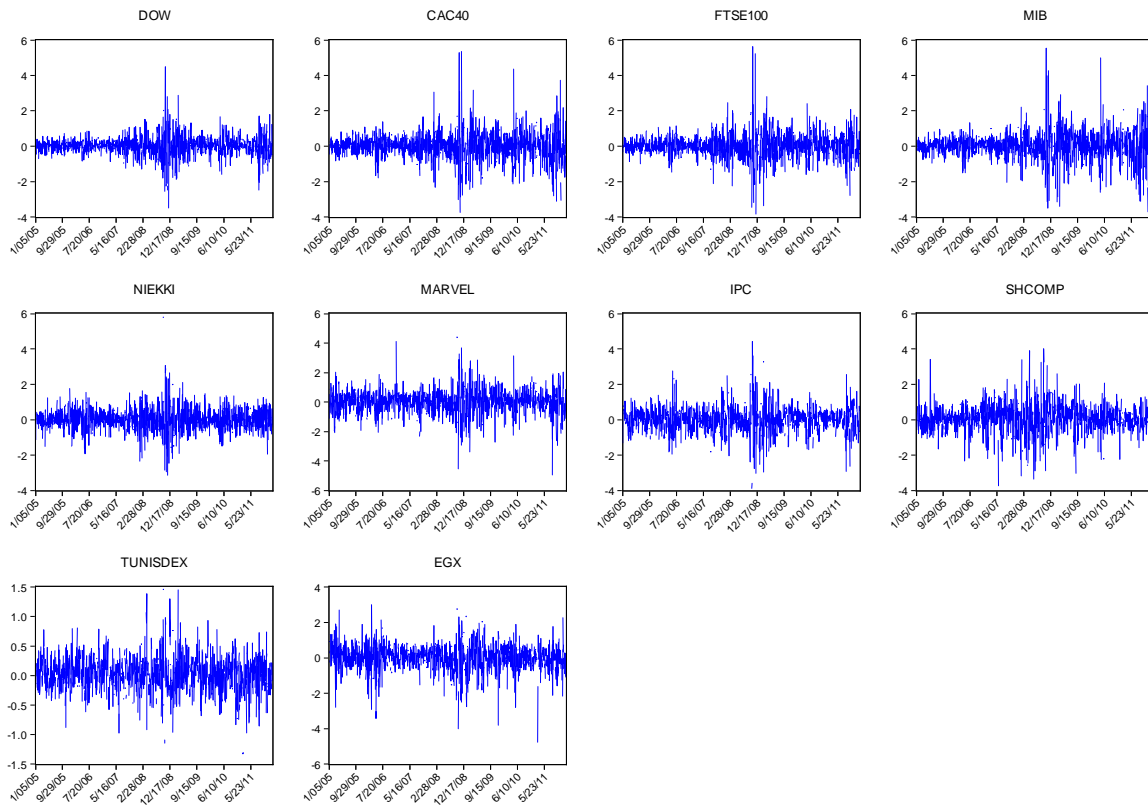
Par conséquent, les décideurs politiques dans les pays émergents et développés devraient chercher des moyens de fermer les canaux de transmission de contagion pour diminuer l'instabilité dans leurs pays.

Les conclusions de l'étude peuvent aussi être d'intérêt pour les investisseurs internationaux et gestionnaire de portefeuille puisque les coefficients de corrélation élevés en période de crise, peuvent modifier leur anticipations, faire passer l'économie en question d'un bon équilibre à un mauvais équilibre, causé un rééquilibrage des portefeuilles et diminuer leur gain. Ainsi, ces changements survenus dans un contexte d'asymétrie d'informations peuvent être amplifiés et transférer la crise vers d'autres Marchés.

Nous pensons que le test de la présence de la contagion financière sur les autres marchés d'actifs et l'utilisation de données à haute fréquence fournira des preuves plus larges sur la contagion financière.

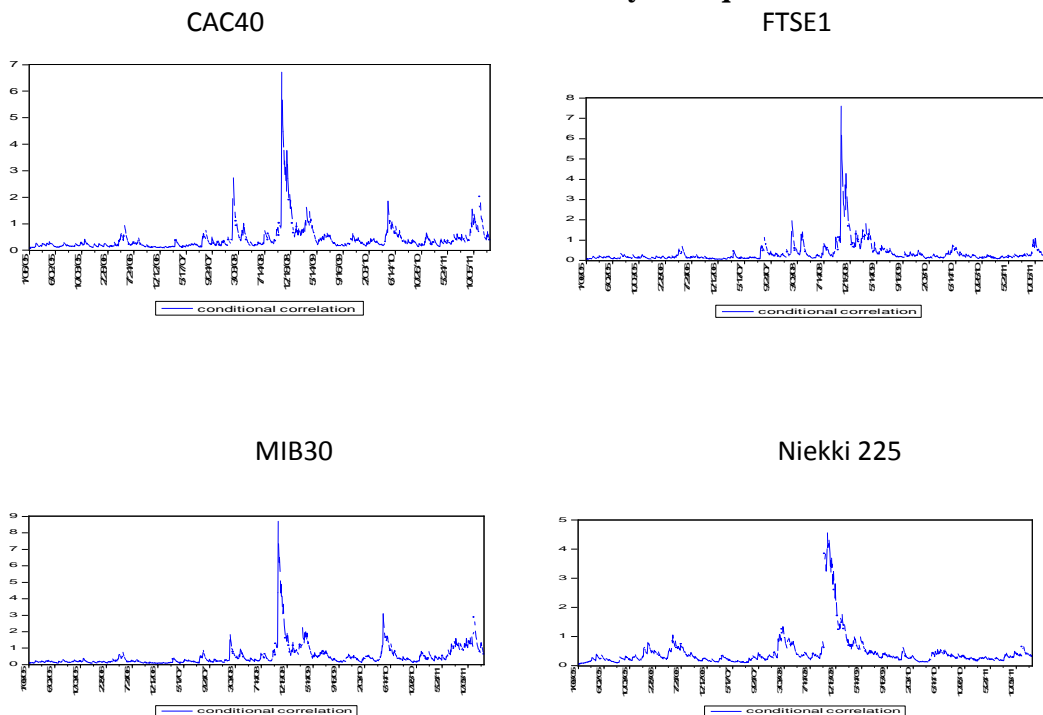
Annexes :

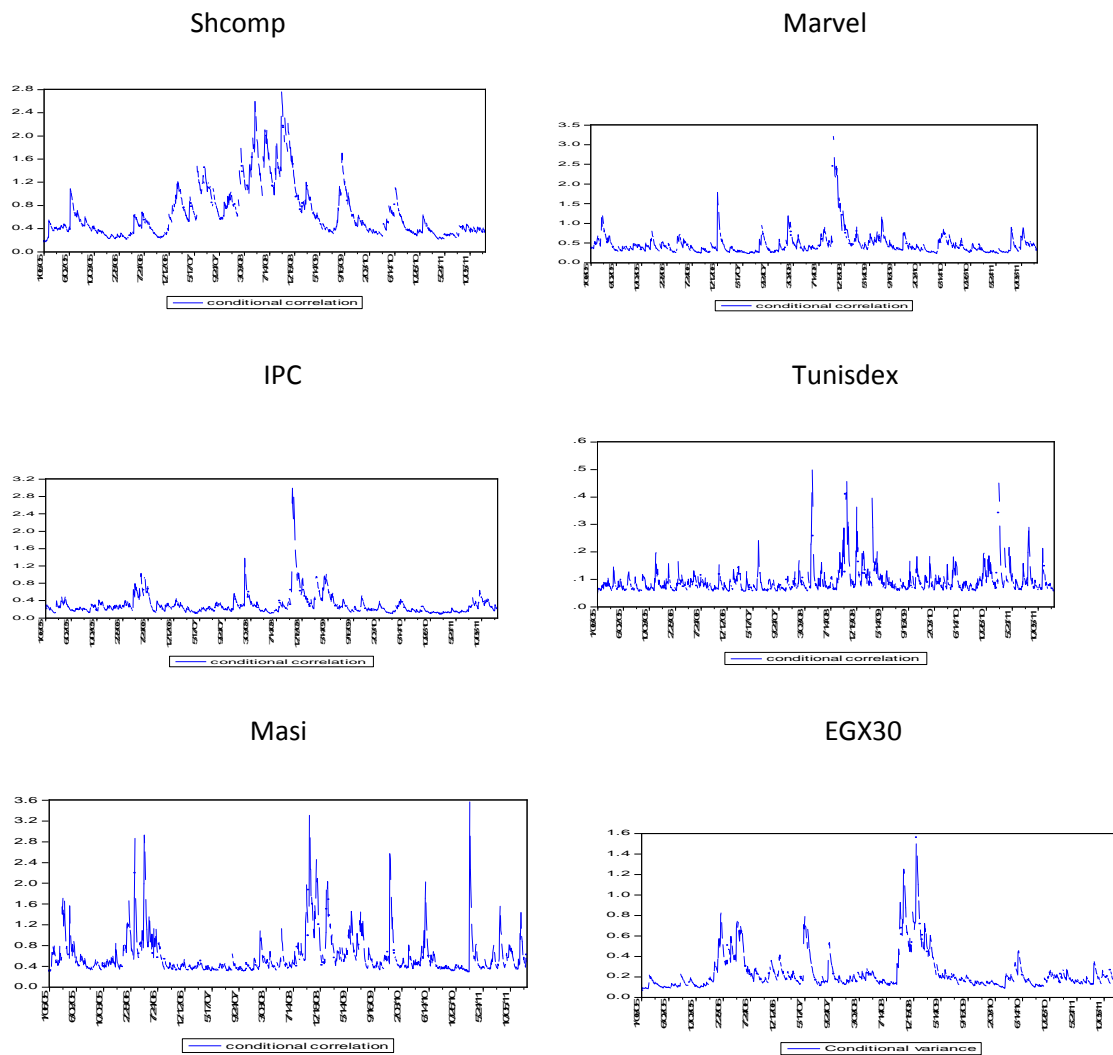
1 : Rendements des différents marchés étudiés



Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

2 : Estimation des corrélations conditionnelles dynamiques





Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 6.1

Bibliographie :

Aloui, R., Aissa, M.S.B., Nguyen, D.K., 2011. Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects: the role of economic structure? *Journal of Banking and Finance* 35 (1), 130–141.

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

Boyer, B., Kumagai, T., Yuan, K. 2006. How do crises spread? Evidence from accessible and inaccessible stock indices. *Journal of Finance* 61, 957–1003.

Calvo, S, Reinhart C. 1996. Capital Flows to Latin America: Is The Evidence of Contagion Effects?, Private Capital flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis. *Washington, D.C./Institute for International Economics*

Chiang, T.C., Jeon, B.N., Li, H. 2007. Dynamic correlation analysis of financial contagion: evidence from Asian equity markets. *Journal of International Money and Finance* 1026–1228.

Collins, D., Biekpe, N. 2003. Contagion a fear for African equity market? *Journal of Economics and Business*. Elsevier, vol. 55(3), page 285-297.

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.

Dungey, M., 2009. The tsunami: measures of contagion in the 2007–08 credit crunch. *Cesifo Forum* 9 (4), 33–34.

Engle R. F., Ito T., and Lin W. 1997, “*Meteor Shower or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market*”, *Econometrica*, Vol. 58, pp. 525-542.

- Engel, R. 2001. Financial Econometrics A new discipline with new methods, *Journal of Econometrics* 100, pp. 53-56.
- Engle, Robert F., Kevin Sheppard. 2001. Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH, *Working paper, UCSD*.
- Engle, R.E., 2002. Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339–350.
- Forbes, K., Rigbon, R. 2001. Measuring Contagion : Conceptual and Empirical Issues", *International Financial Contagion Boston MA : Kluwer Academic Publishers*, pp. 43-66.
- Forbes, K., Rigobon, R. 2002. No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements. *Journal of Finance* 57 (5), 2223–2261.
- 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.
- Horta, P., Mendes, C., Vieira, I. 2008. Contagion effects of the US subprime crisis on developed countries. *CEFAGE-UE Working Paper*.
- Hwang, I., Haeuck In, F., Kim, T.S. 2010. Contagion effects of the U.S. subprime crisis on International stock markets. *Finance and Corporate Governance Conference 2010 Paper*.
- Kodres, L.E., Pritsker, M. 2002. A rational expectations model of financial contagion. *Journal of Finance* 57 (2), 768–799.
- King M., and Wadhvani S. 1990, "Transmission of Volatility Between Stock Markets," *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp. 5-33.
- Lhost, J. 2004. The Cause, Effects, and Implications of Financial Contagion, *Jonathan Lhost's entry for "The 2004 Moffatt Prize in Economic Writing"*.
- Loretan, English. 2000. Evaluating changes in correlations during periods of high market volatility [J]. *Global Investor* 9, 65.
- 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.
- Ng, A. 2000, "Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, (2000), pp. 207-233.