

L'approche VAR

¹

Dans cette section, nous étudions la transmission internationale de la crise des subprimes entre le marché boursier des Etats-Unis et l'ensemble des pays suivants : France, Royaume Uni, Canada, Maroc, Tunisie. Ces derniers ont été identifiés dans la section précédente.

L'objectif de notre étude est de montrer que lorsqu'il y a un choc sur un marché boursier donné, les effets de ce choc se transmettraient aux autres marchés. Pour mettre en évidence cette relation dynamique entre les marchés nous entreprenons une étude empirique similaire à celle des auteurs Eunet Shim (1989). Ainsi nous estimons un modèle VAR (*Vector Auto Regressive*) simple afin de tester au sens de Granger les liens de canalisation entre les marchés boursiers, puis nous analysons les fonctions de réponse impulsionnelle aux chocs et la décomposition de la variance des erreurs de prévisions pour analyser l'impact, l'amplitude et l'environnement du choc. En utilisant les rendements journaliers des indices des pays cités dessus sur la période 03/01/2005 à 31/12/2009.

2.1. Cadre méthodologique :

Nous avons choisi d'utiliser le model VAR, pour étudier la transmission des chocs entre marché boursiers. Ils seraient cependant plus pertinent d'analyser d'abord les propriétés des séries, celles-ci seraient indispensable pour une étude qui cherche à utiliser le modèle VAR.

2.1.1. Analyser des propriétés des séries :

Andersen et al(2000), sont les premiers à utiliser des données intra journalières pour estimer la volatilité, ont identifié quelques caractéristiques importantes inhérentes à celle-ci. En utilisant des données des hautes fréquences de l'indice Dow Jones, ces auteurs ont montré que la distribution non conditionnelle de la volatilité est asymétrique. Ces régularités

¹ BENABED Rachid, Econométrie théorie et applications, Op.cit,p71.

empiriques sont très importantes surtout pour le choix du modèle d'estimation adéquate. Par exemple pour estimer un modèle VAR, il est indispensable que les données utilisées suivent une loi normale ou très proche d'une normale, c'est la raison pour laquelle nous jugeons nécessaire de vérifier que nos données respectent ces propriétés avant de passer à l'étape d'estimation du modèle VAR. Ainsi cette étude est basée sur l'analyse des coefficients de Skewness, de Kurtosis et du test de normalité Jarque-Bera. L'ensemble des résultats est synthétisé dans le tableau(11).

2.1.1.1. Distribution des séries :

Nous allons étudier les coefficients de Skewness, de Kurtosis et le test de normalité de Jarque-Bera de la volatilité réalisée ceux-ci renseignent respectivement sur l'asymétrie, l'aplatissement et la normalité d'une distribution.

Cette étude consistera à comparer les coefficients de Skewness et de Kurtosis des séries à ceux d'une normale c'est-à-dire zéro (0) pour le Skewness et trois(3) pour le Kurtosis.

Tableau 4-11 : Test de normalité

	Période tranquille			Période de crise		
	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
Dow-jones	-0.107371	4.358640	42.96451 0.000000	0.645902	8.851951	741.2992 0.000000
CAC40	-0.158618	4.024298	26.11065 0.000000	0.756678	8.098925	585.8240 0.000000
TSX	-0.065221	4.510070	52.16844 0.000000	0.491678	10.74672	1262.766 0.000000
FTSE100	-0.090224	4.461023	49.21237 0.000000	0.650896	8.130337	580.1444 0.000000
Masi	0.022319	7.444297	448.5751 0.000000	-0.112219	12.69930	2002.810 0.000000
Tunindex	1.906145	22.40140	8877.778 0.000000	0.651477	17.54630	4416.934 0.000000

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

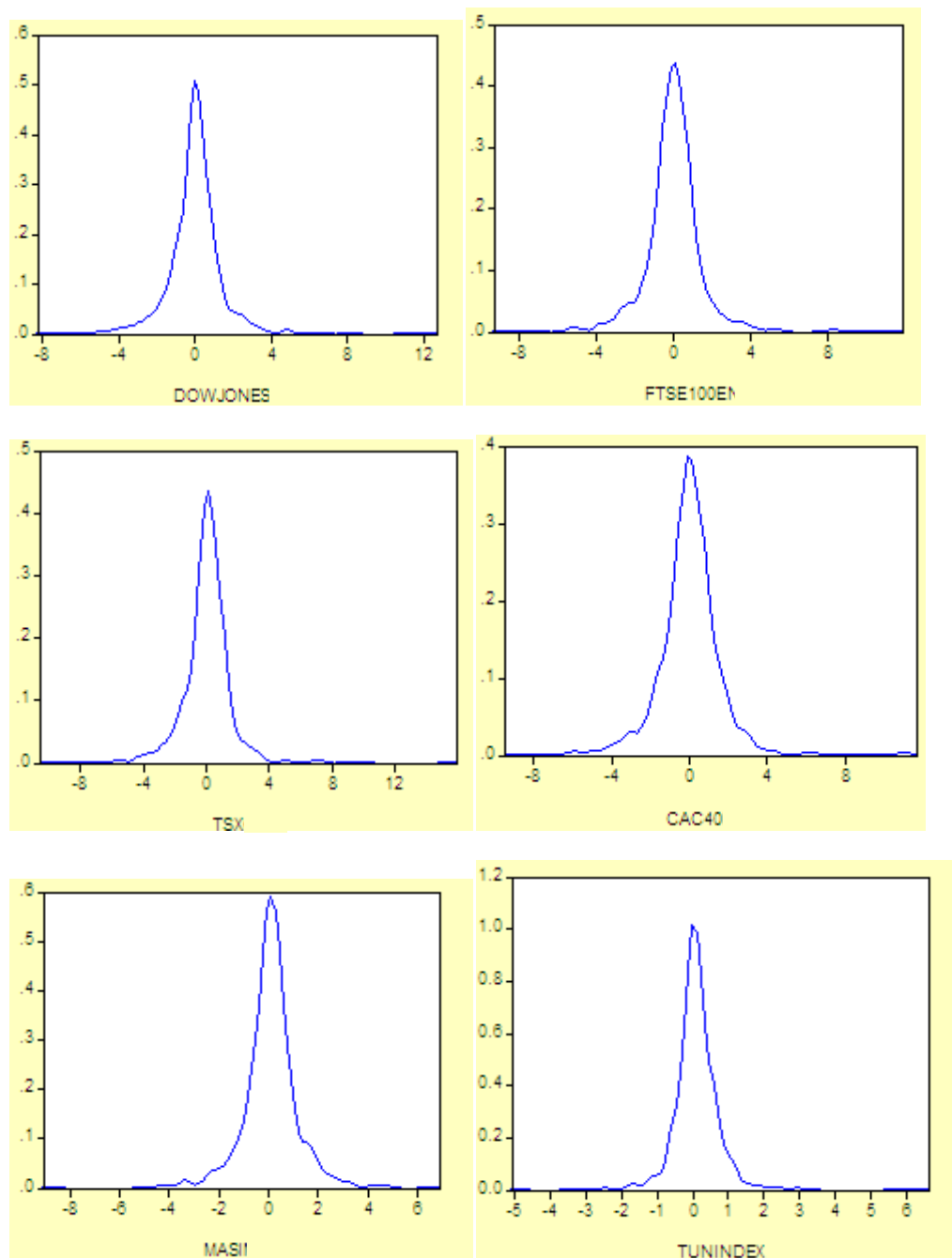
La première remarque que l'on peut faire au regard des résultats figurant dans le tableau 11 est que, pour toutes les séries, les valeurs de Skewness et du Kurtosis tournent respectivement autour de 0 et 3, valeurs prises par ces coefficients pour une normale. Comme nous pouvons le constater, le coefficient de Skewness est non nul pour tous les indices, mais proches de zéro il varie entre (-0.15 et 0.02) période tranquille et de (-0.18 et 0.75) période tranquille et de (-0.81 et 0.75) 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'autre vers la droite période

tranquille sauf le coefficient de la Tunisie qui est supérieure de 0 (1.90) la distribution est éloigné vers la droite par contre en période de crise tous les distributions sont étalées vers la droite. Pour ses valeurs variant de (4.02 et 4.5) sont légèrement supérieures à la normale ce qui suggère donc que la distribution des séries n'est pas véritablement leptotique et que les queues des distributions ne semblent pas être non plus très épaisses par rapport à celles d'une normale, sauf pour le Maroc et la Tunisie qui représentent des coefficients de Kurtosis plus élevés. La queue de c'est deux séries est plus épaisses que la normale. En période de crise les coefficients de Kurtosis sont très élevés c'est-à-dire largement supérieure de 3 pour toutes les séries de rendements des indices boursiers. Cet excès de Kurtosis témoigne une forte probabilité d'occurrence des points extrêmes, la queue des séries de volatilité est plus épaisse que la normale.

L'analyse des coefficients de Kurtosis et de Skewness laissent présager que les séries de rendement sont approximativement gaussiennes en période tranquille. Par contre en période de crise, il en découle de ces constatations que les séries ne semblent pas gaussiennes car leurs coefficients de Skewness et de Kurtosis sont très éloignés de ceux d'une normale.

Les tests de normalité de Jarque-Bera pour les deux périodes confirment la normalité de nos séries, ces tests rejetant l'hypothèse nulle de normalité. La colonne du tableau qui rapporte les résultats du test donne les statistiques t et les valeurs p, valeurs entre parenthèses. les statistiques t sont très grandes les p valeurs sont toutes inférieures au seuil de 5%.

Figure4-1 : La distribution des séries



Source : Faite par l'auteur en utilisant Eviews 4

Du point de vue de la forme, la distribution des séries qui est obtenue par estimation de la densité de Kernel en évidence la non-normalité des séries semble avoir les mêmes caractéristiques qui est une distribution normale ,c'est-à-dire symétrique et en forme de cloche comme l'illustre la figure1.En résumé la valeur des coefficients de Skewness et de Kurtosis,le test de normalité de jarque-Bera et les graphiques ont montré que nos séries de rendement

seraient approximativement gaussiennes comme l'ont stipulé les auteurs Andersen et al(2000).Ce résultat est très important pour la suite de l'analyse puisque nous allons estimer le modèle Var sous ce rapport nous rappelons que nous allons estimer un VAR, les données utilisées doivent être gaussien ou approximativement.

2.1.1.3. Matrice de corrélation entre les rendements des indices boursiers :

Tableau 4-12 : Matrice de corrélation entre les rendements des indices

 Période tranquille

	FTSE100	TSX	CAC40	DOWJONES	Masi	Tunindex
FTSE100	1.000000	0.478355	0.874750	0.488694	0.067544	0.102991
TSX	0.478355	1.000000	0.426620	0.000453	0.029177	0.045890
CAC40	0.874750	0.426620	1.000000	0.523993	0.065572	0.039780
DOWJONES	0.488694	0.555453	0.523993	1.000000	0.056240	-0.020476
Masi	0.067544	0.029177	0.065572	0.056240	1.000000	0.061614
Tunindex	0.102991	0.045890	0.039780	-0.020476	0.061614	1.000000

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

 Période de crise

	FTSE100	TSX	CAC40	DOWJONES	Masi	Tunindex
FTSE100	1.000000	0.634750	0.945907	0.614712	0.166658	0.224375
TSX	0.634750	1.000000	0.617008	0.710142	0.144950	0.122623
CAC40	0.945907	0.617008	1.000000	0.625332	0.179950	0.240859
DOWJONES	0.614712	0.710142	0.625332	1.000000	0.107524	0.101139
Masi	0.166658	0.144950	0.179950	0.107524	1.000000	0.083834
Tunindex	0.224375	0.122623	0.240859	0.101139	0.083834	1.000000

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

D'après le tableau 12 de la matrice des corrélations, en remarque que la plupart des corrélations des marchés développés sont supérieur à 0.5 sur la période de crise, de plus les coefficients des corrélations entre les marchés Américain et les autres marchés développés sont fort surtout le marché Canadien. 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. Cette dernière conduit à des turbulences et à l'incertitude qui fait naître auprès des investisseurs un sentiment de

méfiance à l'égard des marchés boursiers. Par ailleurs, dans le cadre des stratégies de diversification internationale de portefeuilles présente un intérêt significatif en termes de réduction de risque.

Une telle information peut être employé pour établir un portefeuille diversifié, en combinaison les indices à faible corrélation positives, bien que les corrélations changent avec le temps, ces résultats suggèrent l'existence d'une opportunité pour l'investisseur américain qui a la possibilité de réaliser des gains sur son investissement international à un risque réduit suivant ce tableau, les coefficient de corrélation entre royaume unis, la France et état unis, canada sont très élevés, ceci confirme l'idée d'une forte intégration entre ces marchés par contre les pays en voie de développement, on remarque que la plupart des corrélations sont inférieurs à 0.5 sur les deux périodes ce qui confirme une faible intégration de ses deux marchés financiers.

2.2. Modélisation Var :

Le modèle var, qui est la généralisation d'un processus auto régressive (AR) au cas multi-varié, 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 1973-1979 et la récession mondiale qui s'en est suivie. Les modèles macro-économétriques ou encore modèle 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.

2.2.1. 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 retard. Il constitue aussi un système d'équation 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 variable endogène et variable exogènes, toute 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 les capacités 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 des 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 des chocs, c'est le cas par exemple des auteurs comme Cheols, Eun et Sangdal Shim (1989), lequel ont préféré d'utiliser un modèle VAR dans leur étude de la transmission internationale de mouvement 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.

2.2.2. Spécification du modèle :

Soit le processus VAR (P) :

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

- x_t Vecteur colonne $k \times 1$ des taux de rendements des marchés boursiers
- α Vecteur colonne ($K \times 1$) des constantes
- φ_i Matrice de coefficient ($K \times K$)
- P Longueur de retard
- ε_t Vecteur colonne ($K \times 1$) des résidus

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{(t-1)}) = 0_i \neq 0$$

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{(t-1)}) = \Omega$$

Avec

$$\Omega = \{\sigma_{aj}, a, j = 1, 2, \dots, k\}$$

Matrice positive de taille ($K \times K$)

La matrice (1) peut être écrite comme suite :

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i + \varepsilon_{(i-t)}.$$

μ Vecteur colonne (Kx1) des constantes

β Matrice des coefficients (kxk)

L'ajème 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) utilisé la décomposition de Cholesky de Ω afin d'orthogonaliser les résidus.

Soit V une matrice triangulaire de taille (K*K') tel que $W = \Omega$ ainsi l'équation n°2 peut s'écrire comme suite :

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i + \varepsilon_{(i-t)}.$$

Avec $\alpha_i = \beta_1 V$

$\varepsilon_{(t-1)} = V^{-1} \varepsilon_{(t-1)}$ Vecteur des résidus orthogonalisés.

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

2.2.3. Estimation du nombre de retard P :

Le choix de nombre de retard P est basé principalement sur trois méthodes : la méthode des innovations qui consiste à choisir le nombre de retard P qui vérifié la blancheur des résidus du méthode Var (P), la méthode des tests de rapport de vraisemblances où P est déterminé à partir des tests de ratio de vraisemblance ou P est déterminé à partir des 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 de processus VAR à retenir. Etant 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 0 à 4. Le nombre de retard P retenu et celui qui minimise les critères d'Akaike (AIC), de Schwarz (SIC). Tableau 13 rapporte les résultats obtenus, les estimations effectuées en utilisant la version 4 du logiciel Eviews.

Tableau 4-13 : nombre de retard P

	AIC	SC
0	16.79578	16.82427
1	16.79578	16.82427
2	16.2725*	16.6435*
3	16.27263	16.81531
4	16.32391	17.03851

*Indicates log order selected by the criterion

Nous constatons que les critères d'information SIC et AIC ont fait un choix d'un modèle à 2 retard les deux critères sont en faveur d'un modèle à 2 retards il est alors logique de choisir un VAR (2), finalement nous retenons un nombre de retard $P=2$ pour le reste de l'analyse.

Suivant cette logique nous utiliserons un modèle var (2) afin d'étudier la transmission des chocs entre marchés boursiers

2.2.4. Etude de stationnarité : (test de Dicky et 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). Or avant de présenter ce test, on doit définir au préalable le test de Dickey-Fuller. Ce dernier 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'autocorrélationet/ou hétéroscédasticité.

Pour remédier à ce problème, Dickey-Fuller ont proposé une correction paramétrique conduisant au test Dickey-Fuller augmenté (Mignon, 2008).

Tableau 4-14 : Test ADF en niveau

Variables	T statistique	Valeur critique au seuil de :			Stationnarité
		1%	5%	10%	
Dow Jones	-16.32383	- 3.4394	- 2.8647	- 2.5685	Oui
FTSE 100	- 17.09766	- 3.4394	- 2.8647	- 2.5685	Oui
TSX	- 17.09766	- 3.4394	- 2.8647	- 2.5685	Oui
CAC40	- 16.18905	- 3.4394	- 2.8647	- 2.5685	Oui
MASI	- 14.22335	- 3.4394	- 2.8647	- 2.5685	Oui
Tunindex	- 13.33320	- 3.4394	- 2.8647	- 2.5685	Oui

Source : Calculé par l’auteur en utilisant Eviews 4

Il ressort de ce test que les statistiques sont inférieure aux valeurs critiques aux seuils de : 1%, 5% et 10%, les séries sont stationnaires en premier niveau. Elles sont donc intégrées d’ordre 0.

2.2.5. Test de causalité au sens Granger :

Ces tests permettent de connaître le mouvement de la volatilité d’un marché boursier vers celui d’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 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 d’avantage 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 :

$$H_0 : y \text{ ne cause pas } x$$

$$H_1 : y \text{ cause } x$$

Les résultats de ces tests sont reportés dans le tableau ci-dessous toutefois, pour simplifier la lecture des résultats du test, nous adoptons les notations « + » et «-». La notation « + » signifié qu'une variable y signe cause au sens de Granger variable x (colonnes) et la notation «-» signifié que y ne cause pas x au sens de Granger.

Tableau4- 15 : Récapitulatif des tests de causalité au sens Granger

Indice	Dow Jones	FTSE 100	TSX	CAC40	Masi	Tunindex
Dow Jones		-	+	-	-	-
FTSE 100	+		+	+	-	-
TSX	+	+		+	-	-
CAC40	+	+	+		-	-
Masi	+	-	-	-		-
Tunindex	+	-	-	-	-	

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

Nous constatons d'après le tableau 15, que l'hypothèse nulle selon laquelle le Dow Jones ne cause pas au sens de Granger les indices CAC40, FTSE100, TSX, Masi, Tunindex est rejeté. Les probabilités associées sont respectivement (0.00000) (8.4^E-12) (0.000000) (0.1322) (0.00022) Elles sont inférieures au seuil statistique 5%. Le Dow Jones cause au sens de Granger le CAC40, FTSE100, TSX, Masi, Tunindex autrement dit, les valeurs passées de Dow Jones aident à mieux prédire les valeurs présentes de chacun du CAC40, FTSE100, TSX, Masi, tunindex.

La variable TSX causent a son tour au sens de Granger la variable Dow Jones. Ceci suppose que la valeur passée de TSX contribue à mieux prédire les valeurs présentes de Dow Jones, ce dernier a une grande influence sur l'activité du marché canadien.

Les variables CAC40, FTSE100, Masi, Tunindex ne causent pas à leur tour au sens de Granger la variable Dow Jones ceci suppose que les variables passe de chacun du CAC 40, FTSE100, Masi, tunindex ceci suppose que les variable passe de chacun du CAC 40, FTSE, Masi, tunindex ne contribuent pas à prédire les valeurs de Dow Jones. Par contre l'indice FTSE 100 et CAC40 et cause au sens Granger seulement par TSX ou le choc agit du marché américain au marché français et anglais via le marché canadien.

L'étude de la causalité au sens de Granger est importante dans la mesure où elle 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 ces tests,

on ne pourrait connaître le signe de ces corrélations ni même déterminer le degré d'intégration des marchés.

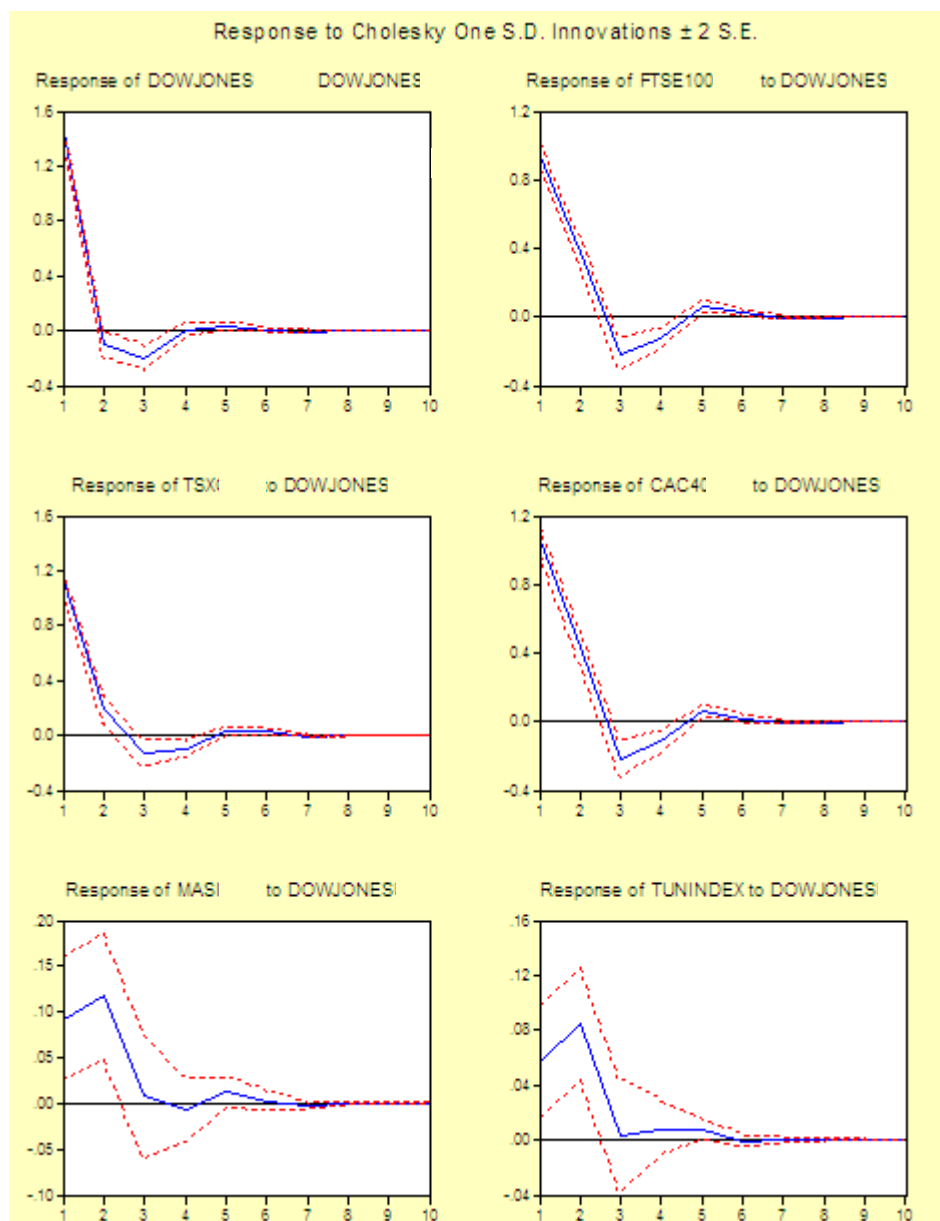
Nous poussons plus loin notre analyse en examinant d'abord les fonctions de réponses impulsionnelle qui permettent de cerner pour chaque marché l'impact d'un choc sur les rendements et la durée de réaction. Ensuite nous examinerons la décomposition de la variance des erreurs de prévision qui nous permettra de déterminer pour chaque marché boursier donné, les fluctuations des rendements d'un marché qui lui sont propres et celle qui sont dues aux innovations de autres marchés.

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

2.2.6. Les fonctions de réponse impulsionnelles :

Les tests de causalité de Granger ont montré un lien de causalité direct ou indirect entre les 4 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. Les questions 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'apporter des éléments de réponses.

Figure 4- 2 : Réponse des indices CAC40, FTSE 100, TSX, Tunindex, Masi à un choc sur Dow-Jones



Source : fait par l'auteur en utilisant Eviews 4

L'observation des graphiques d'écrivant les réponses impulsionnelles des différents marchés étudiés. Lors du choc souvenu sur le marché américain (indice Dow Jones) sur la période totale divisée en 10 périodes montrent 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 provoqués par ce choc

s'estompent au bout de la cinquième période. Aussi, les marchés boursiers de pays suivants : Royaume Unis, Canada, France ont réagi positivement au choc sur le marché américain ou l'amplitude de réaction de l'indice TSX est plus importante que celle des indices CAC40, FTSE100. Et les effets sont dissipés seulement au milieu de la troisième période TSX pour la CAC40 et FTSE 100 sont amortis à la 4^e période. Concernant les indices Masi et Tunindex ont réagi d'une façon négative au choc sur le marché américain.

À l'issue de cette analyse, nous avons remarqué que les indices boursiers des pays : la France, Royaume Unis, Canada 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 TSX, CAC40, FTSE.

Ce résultat confirme d'une part, l'existence d'un effet de transmission du choc du marché boursier américain vers les pays suivants : Canada, Royaume Unis et la France. D'autre part, les résultats de causalité de Granger puisque nous avons trouvés des liens de causalité entre le marché américain et ces trois marchés.

Tandis que, même les indices boursiers relatifs au Masi et Tunindex ont réagi négativement au choc, ce qui signifie qu'il n'existe pas des canaux de transmission permettant au marché américain de transmettre positivement le choc vers ces marchés boursiers. Ceci consolide les résultats des tests de causalité de Granger, pourrait expliquer que les innovations du marché américain influencent pas sur les marchés tunisien et marocain.

2.2.7. Décomposition de la variance des erreurs de prévision :

Nous avons montré, avec les fonctions de réponse impulsionnelle, qu'un choc aléatoire sur un marché boursier entraîne des perturbations sur les fluctuations des rendements des marchés et sur celle des autres marchés. Toutefois, en nous limitant simplement aux fonctions de réactions, nous ne serons pas à même 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 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 16, 17, 18, 19, 20 et 21 représentent l'indice Dow Jones, FTSE100, TSX, CACA40, Masi et Tunindex.

Tableau 4- 16 : Décomposition de variance pour le Dow Jones

Variance Decomposition of DOWJONES							
Period	S.E.	DOWJON...	FTSE100	TSX	CAC40	TUNINDEX	MASI
1	1.444370	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.463835	97.89601	0.196781	0.671797	0.539415	0.681486	0.014510
3	1.489137	96.45630	0.363515	1.113665	0.524145	0.698090	0.844284
4	1.489977	96.34882	0.393411	1.112810	0.558655	0.702363	0.883941
5	1.490730	96.31014	0.393180	1.123440	0.558094	0.705840	0.909309
6	1.490778	96.30393	0.393480	1.124306	0.559826	0.706040	0.912420
7	1.490813	96.30252	0.393498	1.124966	0.559812	0.706191	0.913011
8	1.490815	96.30230	0.393498	1.125027	0.559840	0.706192	0.913141
9	1.490816	96.30223	0.393497	1.125067	0.559839	0.706198	0.913167
10	1.490816	96.30222	0.393497	1.125068	0.559840	0.706198	0.913172

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

Tableau 4- 17 : Décomposition de variance pour le FTSE 100

Variance Decomposition of FTSE100							
Period	S.E.	DOWJON...	FTSE100	TSX	CAC40	TUNINDEX	MASI
1	1.386976	46.17602	53.82398	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.519279	44.79404	51.00418	0.012665	3.834232	0.311671	0.043206
3	1.539470	45.59428	49.69029	0.375288	3.744632	0.377846	0.217659
4	1.548082	45.69691	49.14874	0.618827	3.786235	0.373926	0.375363
5	1.549277	45.77204	49.07312	0.619016	3.782345	0.376990	0.376488
6	1.549657	45.76742	49.04906	0.632488	3.780604	0.377115	0.393312
7	1.549715	45.77015	49.04561	0.632834	3.780580	0.377527	0.393301
8	1.549731	45.76982	49.04464	0.633352	3.780546	0.377540	0.394096
9	1.549734	45.76995	49.04448	0.633363	3.780548	0.377560	0.394097
10	1.549734	45.76993	49.04444	0.633390	3.780547	0.377560	0.394130

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

Tableau 4- 18 : Décomposition de variance pour le TSX

Variance Decomposition of TSXC							
Period	S.E.	DOWJON...	FTSE100	TSX	CAC40	TUNINDEX	MASI
1	1.586067	49.84041	4.526958	45.63263	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.640807	47.95587	4.254083	45.61686	1.679067	0.290838	0.203281
3	1.653793	47.79313	4.942443	44.90675	1.758100	0.318247	0.281332
4	1.658854	47.88053	5.017293	44.66315	1.764805	0.317880	0.356339
5	1.659258	47.89725	5.014915	44.64647	1.764018	0.321004	0.356350
6	1.659603	47.89914	5.013520	44.63779	1.764289	0.321069	0.364197
7	1.659636	47.90096	5.013329	44.63606	1.764225	0.321187	0.364239
8	1.659651	47.90082	5.013240	44.63580	1.764196	0.321207	0.364745
9	1.659653	47.90090	5.013233	44.63571	1.764201	0.321217	0.364745
10	1.659653	47.90089	5.013231	44.63569	1.764201	0.321218	0.364771

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

Tableau 4-19 : Décomposition de variance pour le CAC40

Variance Decomposition of CAC40							
Period	S.E.	DOWJON...	FTSE100	TSX	CAC40	TUNINDEX	MASI
1	1.533065	47.50429	38.09635	0.037651	14.36171	0.000000	0.000000
2	1.678260	46.35130	36.84120	0.035890	16.46358	0.249532	0.058491
3	1.697980	46.95401	36.09088	0.189451	16.08795	0.345559	0.332153
4	1.705671	46.99518	35.76620	0.397658	15.99091	0.342528	0.507527
5	1.706740	47.05013	35.72158	0.401884	15.97137	0.346376	0.508657
6	1.707034	47.04412	35.70931	0.411315	15.96595	0.346515	0.522790
7	1.707081	47.04573	35.70750	0.411728	15.96538	0.346873	0.522784
8	1.707093	47.04545	35.70706	0.412056	15.96521	0.346883	0.523335
9	1.707095	47.04554	35.70698	0.412065	15.96519	0.346897	0.523336
10	1.707095	47.04552	35.70696	0.412083	15.96518	0.346897	0.523358

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

Tableau 4- 20 : Décomposition de variance pour le Masi

Variance Decomposition of MASI							
Period	S.E.	DOWJON...	FTSE100	TSX	CAC40	TUNINDEX	MAS
1	1.077921	0.731054	0.198801	0.000795	0.111704	0.110963	98.84668
2	1.138528	1.707581	0.319660	0.179856	0.224366	0.394710	97.17383
3	1.141626	1.702692	0.320081	0.402653	0.448772	0.460921	96.66488
4	1.142298	1.704029	0.325220	0.439833	0.456555	0.467729	96.60663
5	1.142394	1.714855	0.325316	0.439767	0.457111	0.468496	96.59446
6	1.142404	1.715096	0.325316	0.441017	0.457147	0.468569	96.59285
7	1.142408	1.715713	0.325314	0.441038	0.457172	0.468572	96.59219
8	1.142409	1.715725	0.325315	0.441061	0.457171	0.468571	96.59216
9	1.142409	1.715745	0.325315	0.441064	0.457172	0.468573	96.59213
10	1.142409	1.715745	0.325315	0.441065	0.457172	0.468573	96.59213

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

Tableau 4- 21 : Décomposition de variance pour le Tunindex

Variance Decomposition of TUNINDEX:							
Period	S.E.	DOWJON...	FTSE100	TSX	CAC40	TUNINDEX	MASI
1	0.657148	0.748069	1.633753	0.060314	0.084003	97.47386	0.000000
2	0.671583	2.308474	2.291506	0.424969	0.115824	94.83473	0.024499
3	0.674835	2.288947	2.453494	0.482429	0.421475	94.27222	0.081437
4	0.675032	2.301599	2.460108	0.505534	0.421271	94.22998	0.081514
5	0.675076	2.312062	2.459817	0.505831	0.422640	94.21810	0.081553
6	0.675079	2.312524	2.459820	0.505834	0.422717	94.21755	0.081555
7	0.675080	2.312562	2.459821	0.505938	0.422722	94.21727	0.081688
8	0.675080	2.312578	2.459825	0.505941	0.422725	94.21724	0.081689
9	0.675080	2.312579	2.459825	0.505942	0.422725	94.21724	0.081692
10	0.675080	2.312580	2.459825	0.505942	0.422725	94.21724	0.081692

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 4

Le tableau16, rapport les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision de l'indice Dow Jones suite à un choc aléatoire sur ses rendements, pour une période de 10.

A la lecture des résultats de ce tableau, nous constatons que pour n'importe qu'elle période de prévision, les innovations du Dow Jones expliquent plus de 97% de fluctuations inattendues des rendements du marché américain. En effet, elles expliquent 100% des fluctuations à la première période, 97.89% à la deuxième et 96.45% à la troisième 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 des fluctuations des rendements du Dow Jones suite à la crise subprimes (choc aléatoire sur lui-même) ne seraient provenir qu' l'intérieur du marché américain et non pas à l'extérieur.

Le tableau 17, montre les résultats de la décomposition de la variance des erreurs de prévision en réponse à un choc aléatoire des rendements du FTSE 100 pour 10 périodes. A la première période la variance de l'erreur de prévision du FTSE 100 est à plus de 53% à ses propres innovations et environ 46.17% à celle du Dow Jones. Ensuite elle diminue au fil de temps de 53.82% à 51% à la deuxième période par la FTSE 100 et 46.17% à 44.79% pour le Dow Jones. Les autres indices de l'échantillon ont un pouvoir explicatif très faible.

La part de la variance des erreurs de prévision du FTSE 100 qui leur est attribuée est entre 0 et 0.63% pour le TSX, entre 0 et 3.83% pour le CAC40 entre 0 et 0.37% pour le tunindex, entre 0 et 0.39% pour le Masi.

Ainsi, ces résultats nous indiquent qu'un choc aléatoire sur le FTSE100 est en grande partie attribuable aux innovations du FTSE 100, 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 effectivement une transmission de choc entre ces deux marchés, autrement dit un effet de contagion de la crise des subprimes.

Les résultats figurant dans le tableau 18, indiquent la décomposition de la variance des erreurs de prévision de l'indice TSX suite à un choc aléatoire sur lui-même. La variance des erreurs de prévision de l'indice canadien est principalement expliquée entre 49.84% en première période à 47.95%.

Conclusion :

Dans notre travail, nous avons tenté de tester lors de la crise hypothécaire « *subprime* », sous angle empirique, la présence de phénomène de contagion pure entre les marchés boursiers des Etats Unis, Royaume Uni, Canada, et la France pendant les deux sous période de tranquillité et de crise en utilisant deux méthodes : DCC-GARCH et VAR, notre échantillon comporte des pays développés et des pays en voie de développement.

D'abord, et après avoir présenté quelques statistiques descriptives concernant les séries qui ont fait l'objet de notre travail. Nous avons procédé à l'étude de ce phénomène via la technique DCC-GARCH et le test de corrélation ajustées entre le : 03/01/2005 au 31/12/2009, nous avons repéré une augmentation dans la corrélation dynamiques des rendements des marchés développés (Canada, Royaume Uni, France) avec la marché américain pendant la crise des subprimes à l'exception des marchés de la Tunisie et le Maroc. Ceci démontre 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 de coefficient de corrélation ajustées vérifier l'existence de la contagion pure entre le marché américain et les marchés suivants : Royaume Uni, France, Canada.

Nous avons déduit les marchés présentant un effet de contagion par le marché américain à savoir: Royaume Uni, France, canada. Nous avons lors de la deuxième partie de ce travail examiner les effets de ce choc de la crise des subprimes de près tout en analysant la durée du choc, son amplitude et sa durée d'amortissement sur chacun des marchés cités-ci dessus en utilisant une modélisation VAR.

Pour démontrer ces effets de transmission de choc, nous entrepris une étude empirique qui s'apparente à celle des auteurs Eun et Shim (1989). Celle-ci consiste d'abord à tester au sens de Granger les liens de causalité entre les marchés boursiers, puis à analyser les fonctions de réponse impulsionnelle aux chocs. Enfin nous avons étudié 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 canadiens sont les marchés le plus importants et les plus influents. Les innovations du marchés les affectent aussi bien le marché anglais et canadien dont les innovations ont une influence entre eux et les autres marchés de l'échantillon y compris le marché américain. Contrairement à ces derniers les marchés boursiers Tunisien et

Marocain sont moins important 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 inexistant.