



Munich Personal RePEc Archive

Volatility transmission among the oil market and the financial markets of oil-producing countries.

LAJILI, Oualid

Laboratory for Applied Economic Research in Development (LEAD), University of Toulon

8 March 2013

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/86624/>

MPRA Paper No. 86624, posted 14 May 2018 13:16 UTC

Transmission de la volatilité entre le marché du pétrole et les marchés financiers des pays producteurs

Oualid LAJILI

In 7^{ièmes} journées scientifiques de l'Université de Toulon (2013)

Résumé

Cet article examine la dynamique de transmission de la volatilité entre le marché du pétrole, le marché financier américain et les marchés financiers de quatre pays producteurs de pétrole (Venezuela, Indonésie, Russie et Koweït). L'étude utilise un modèle GARCH trivarié avec paramétrisation BEKK. Les résultats montrent que le marché financier américain affecte le marché du pétrole et tous les marchés financiers des pays étudiés. Il y a, aussi, transmission de la volatilité du marché du pétrole vers tous les marchés financiers des pays producteurs. Cependant, il paraît que la Russie est le pays qui a le plus d'impact sur le marché mondial de pétrole. Nos résultats suggèrent qu'il existe une relation étroite entre les marchés physiques et les marchés financiers ce qui peut se révéler assez utile dans la construction de modèles de pricing des actifs financiers dans les pays producteurs de pétrole et dans la prédiction des prix futurs et de la volatilité de l'or noir.

Classification JEL : F3, Q43, E44

Mots clés : Transmission de la volatilité, Rendement boursier, Prix du pétrole, GARCH multivarié

Volatility transmission among the oil market, and the financial markets of oil producing countries

Abstract

This paper examines the dynamics of volatility transmission among, the oil market, the U.S financial market and the financial markets of four oil producing countries (Venezuela, Indonesia, Russia and Kuwait). The study uses a trivariate GARCH model with BEKK parameterization. The findings show that U.S financial market affect oil market and all other financial market of studied countries. There is, also, volatility transmission from oil market to all other financial market of oil producing countries. But it seems that the Russian financial market is likely to influence more the oil market. Our results suggest a powerful relation between physical and financial market which can be useful in the construction of assets pricing models in the oil producing countries and in the forecasting of future prices and even volatility of the black gold.

JEL classification: F3, Q43, E44

Keywords: Volatility transmission, Stock returns, Oil prices, Multivariate GARCH

Introduction

Actuellement le pétrole est la principale source d'énergie dans le monde et le moteur de toute économie. Le marché de l'or noir est caractérisé depuis 2003 par la flambée des cours. En effet, les prix ne cessent d'augmenter en réalisant un pic dépassant 145 dollars en juillet 2008 avant de retomber au-dessous de 100 dollars en octobre 2008. Cette diminution du cours du brut se poursuit jusqu'à atteindre des valeurs inférieures à 40 dollars au début de 2009. Les chocs pétroliers et la volatilité du prix de pétrole ont des effets macroéconomiques bien connus et longuement analysés par les économistes. Ces effets touchent bien les pays importateurs que ceux producteurs avec un effet circulaire. En effet, dans la mesure où « *une hausse du prix du pétrole constitue un choc d'offre négatif pour l'économie française au sens où elle réduit sa capacité à créer et à distribuer des richesses. La facture pétrolière accrue doit s'imputer sur les revenus nationaux et frappe notamment le pouvoir d'achat des salaires et le niveau de l'emploi* »¹. Cependant « *La flambée des prix de l'or noir a fait exploser les recettes des pays pétroliers. Cette manne revient partiellement vers les pays importateurs sous forme d'importations et de placements. Mais ses effets restent déstabilisateurs* »².

L'impact de la variation des prix du pétrole et les chocs pétroliers sur les pays importateurs a été théoriquement analysé et empiriquement mis en évidence aussi bien sur les variables macroéconomiques que sur les marchés financiers de ces pays. Bachmeier (2007) trouve des évidences empiriques de l'impact des chocs pétrolier sur le marché financier des Etats Unis. Chen (2010) démontre que l'augmentation du prix du pétrole résulte en une récession du marché des actions. Hamilton (2009) conclut que la dernière récession de l'économie américaine qui s'est étalée du quatrième trimestre de 2007 au troisième trimestre de 2008 était concrètement liée à l'augmentation du prix du pétrole. Cologni et Manera (2008) concluent à un impact direct de la fluctuation du prix du pétrole sur le taux d'intérêt qui à son tour affecte le développement économique d'un pays à travers l'inflation et la baisse de la productivité. Lardic et Mignon (2008) trouvent l'évidence d'une relation de cointégration asymétrique entre le prix du pétrole et le PIB des pays du G7 et les pays européens.

Cependant, L'impact sur les pays producteurs n'a pas vraiment fait l'objet d'investigations approfondies. Ainsi, les travaux qui enquêtent sur l'impact du prix du brut sur les marchés financiers des pays exportateurs de pétroles sont peu nombreux. Malik et Hammodech (2008) trouvent des évidences empiriques d'un impact conjoint du marché financier américain et du prix du pétrole sur les marchés financiers des pays du Conseil de coopération du Golf (CCG). Hammoudeh et Aleisa (2002) mettent en évidence l'impact du marché du pétrole sur les marchés financiers du Bahreïn, de l'Indonésie, du

¹ Artus, d'Autume, Chalmin et Chevalier (2010)

² Moatti (2006)

Mexique et du Venezuela. Hammoudech et Choi (2005) démontrent que les marchés financiers des 6 pays membres du (CCG) sont directement affectés par le prix du pétrole, le prix des bons de trésor américains et le marché financier américain. Imarhiagbe (2010) illustre l'impact direct du prix du brut et du taux de change sur les marchés financiers des pays les plus exportateurs et les plus consommateurs de pétrole (le Mexique, la Russie, l'Arabie Saoudite, l'Inde, la Chine et les Etats Unis). Arrouri et Rault (2010) et Arrouri, Bellalah et Nguyen (2011) prouvent qu'il existe un équilibre de long terme entre le marché du pétrole et les marchés financiers des pays du (CCG). Bashar (2006) démontre que le marché financier de l'Arabie Saoudite est le plus réactif au marché du pétrole et vice-versa.

C'est dans ce cadre que s'inscrit notre travail de recherche. Ainsi, dans un premier lieu nous présenterons une revue de la littérature sur le phénomène de transmission de la volatilité entre les marchés financiers et les marchés physiques. Dans un second lieu, nous exposerons les résultats d'une investigation empirique qui à travers un modèle GARCH multivarié, essaye de mettre en évidence l'impact conjoint du prix du pétrole et du marché financier américain sur les marchés financiers de quatre pays exportateurs de pétrole qui sont : le Koweït, l'Indonésie, le Venezuela et la Russie.

1. Revue de la littérature

1.1. La transmission de la volatilité entre les marchés d'actions

L'intégration financière mondiale et la forte croissance des transactions financières internationales ont induit une plus grande instabilité des marchés caractérisée par une augmentation de la volatilité, tant des prix des actions que des autres matières premières échangées sur les grandes places financière mondiales. En effet, le développement de nouveaux instruments financiers (marchés de produits dérivés par exemple), la suppression des contrôles de capitaux ou encore la réduction des coûts de transaction ont facilité les positions spéculatives. Cela implique l'apparition de marchés de plus en plus dépendants et de plus en plus volatiles. King et Wadhawani (1990) furent les premiers à s'intéresser à ce phénomène et à le modéliser suite au crash boursier américain de 1987 et la crise mexicaine à la même année. La question posée était : pourquoi les marchés boursiers de New York, Londres et du Japon ont baissé ensemble alors que les conditions macro-économiques dans ces trois pays étaient très différentes. En effet, selon ces auteurs le phénomène de contagion entre les marchés financiers s'explique par un comportement rationnel des agents économiques qui tend à incorporer toutes les informations disponibles sur le marché au prix de l'actif de telle manière qu'une « faute » dans un marché est transmise à un autre marché. Le développement des nouvelles technologies et des moyens de communication ont contribué à accélérer la transmission des informations entre des marchés géographiquement distants. Hamao et Masulis (1990) confirment la présence d'une transmission de la volatilité entre les marchés boursiers anglais, américains et le marché boursier japonais après le crash de 1987. Calvo et Reinhart (1996) mettent en évidence la contagion dans le cas de la crise mexicaine de 1994 à ses voisins l'Argentine et le

Brésil et confirment que les marchés financiers sont les moteurs essentiels de cette transmission témoignant de la validité de l'effet Tequila. Forbes et Rigobon (2000) affirment que la transmission d'une crise peut être liée d'avantage au comportement des investisseurs sur les marchés boursiers qu'à l'évolution des fondamentaux macroéconomiques des pays concernés. Edwards et Susmel (2001) confirment la présence de contagion entre l'Argentine, le Chili, le Mexique, le Brésil et Hong Kong courant la période (1991-1999).

1.2. La transmission de la volatilité entre le marché boursier et le marché du pétrole.

Depuis quelques années, le pétrole suscite de plus en plus l'intérêt de la communauté internationale en raison des fortes variations affectant ses cours. La volatilité du prix du brut, telle qu'elle s'est manifestée en 2008-2009, soulève de nombreuses questions quant à la détermination du prix du pétrole et au jeu complexe des interdépendances entre les marchés physiques et les marchés financiers. Cette volatilité s'explique conjointement par des fondamentaux économiques : la demande croissante des pays émergents, les craintes d'un « peak oil », la crise économique, les capacités d'augmentation de la production de pétrole restent sensiblement limitées pour les pays offreurs et les tensions politiques ; et des fondamentaux financiers : le rôle des taux de change et des taux d'intérêt, la montée en puissance du pétrole « papier », l'arrivée de nouveaux intervenants tels que les fonds indexés sur les matières premières, les comportements moutonniers « herding » des investisseurs, le jeu des arbitragistes (spot – futures) et ses limites, les anticipations des agents économiques sur les marchés financiers, et notamment des « Hedge Funds » (Fonds Spéculatifs), qui participent à la hausse du prix du pétrole.

La nature du lien entre le prix du pétrole et les marchés financiers a fait l'objet d'une littérature assez riche.

Les travaux pionniers de Jones et Kaul (1996), ont cherché à savoir si la réaction des marchés financiers aux chocs pétroliers est expliquée par une anticipation d'une baisse des cash-flows ou des revenus. Ils trouvent qu'après la deuxième guerre mondiale les répercussions des chocs pétroliers sur les marchés financiers américain et canadien sont expliquées en grande partie par une prévision d'une diminution des cash-flows. Au contraire, pour le Royaume Unis et le Japon l'impact de la volatilité du marché pétrolier sur le marché boursier et plus important pour qu'il soit expliqué uniquement par une prévision d'une diminution des revenus.

Chen (2010), démontre que l'augmentation du prix du pétrole provoque une récession du marché des actions. Il trouve des évidences robustes sur le fait que l'augmentation du prix du pétrole augmente le risque d'éclatement des bulles spéculatives et que le maintien des prix de pétrole à des niveaux élevés implique une plus longue stagnation des marchés financiers. Hamilton (2009), conclut au fait que la dernière récession de l'économie américaine de 2007-2008 était concrètement liée à l'augmentation du

prix de pétrole. Il indique que les premiers chocs pétroliers étaient causés par une baisse de l'offre. Tandis que le dernier choc était causé par une augmentation de la demande confrontée à une baisse de la production mondiale. Ainsi, selon l'auteur, les causes peuvent être différentes mais les résultats sont presque identiques avec une baisse de la consommation, du pouvoir d'achat et de la vente de nouvelles voitures. Cologni et Manera (2008) concluent à un effet direct de la fluctuation du prix du pétrole sur le taux d'intérêt qui à son tour a un impact négatif sur le développement économique à travers l'inflation et la baisse de la productivité. Lardic et Mignon (2008) trouvent l'évidence d'une relation de cointégration asymétrique entre le prix du pétrole et le PIB des pays du G7 et les pays européens. En d'autres termes, l'économie d'un pays réagit de façons asymétriques aux variations des prix du pétrole. Cette réaction ne peut être expliquée uniquement par des facteurs directs comme la baisse de l'offre mais plutôt par d'autres facteurs comme la politique monétaire adoptée. Bachmeier (2008), trouve des évidences empiriques de l'impact des chocs pétroliers sur le marché financier des Etats Unis. Il conclut que les prix des actifs financiers sont très sensibles aux changements des prix du pétrole indépendamment des politiques monétaires adoptées pour maîtriser ce prix. Killian et Park (2009) démontrent que la réponse du marché financier américain aux chocs pétroliers dépend en réalité de la nature de ces chocs. Ainsi, un impact négatif de l'augmentation du prix du pétrole est observé uniquement dans le cas d'un choc de demande, en d'autres termes un choc provoqué par l'augmentation de la demande mondiale en prévision d'une baisse éventuelle de la disponibilité du pétrole. Cependant, dans les cas d'un choc d'offre c'est-à-dire un choc provoqué par l'augmentation de la demande mondiale suite à une expansion économique, alors l'augmentation du prix du pétrole a un impact positive sur le marché des actions. Nandha et Faff (2008), à partir d'une large base de données d'indices de 35 secteurs industriels différents, prouvent que l'augmentation du prix du pétrole a un impact négatif sur l'ensemble des secteurs économiques à l'exception de l'industrie du pétrole et du gaz et le secteur minier. Sadorsky (2009) affirme que la dynamique des prix du pétrole a changée après 1989. En effet, les mouvements des prix du pétrole expliquent une large partie de la volatilité des prix des actions plus que le taux d'intérêt. Il trouve aussi que la volatilité des prix du pétrole a un impact asymétrique sur l'économie.

Cependant, l'impact sur les pays producteurs n'a pas vraiment fait l'objet d'investigations approfondies et surtout en ce qui concerne l'impact simultané des marchés financiers et du pétrole sur les principaux pays exportateurs. Les travaux qui s'intéressent à l'impact du prix du pétrole sur les marchés financiers des pays exportateurs de pétroles sont peu nombreux. Malik et Hammoudeh (2008) trouvent des évidences empiriques d'un impact conjoint du marché financier américain et du prix du pétrole sur les marchés financiers des pays membres du (CCG). Leur investigation empirique concerne trois pays du (CCG) ; ainsi sur la base de trois indices boursiers qui sont le (BSE) pour le Bahreïn, le (KSE) pour le Koweït et le (Tadawul) pour l'Arabie Saoudite, ils cherchent à quantifier l'interaction entre ces marchés

et le marché financier américain en utilisant l'indice (S&P 500) et le marché du pétrole en utilisant le West Texas Index (WTI). Sur la base de données journalière s'étalent de février 1994 à décembre 2001 et un modèle GARCH multivarié avec une paramétrisation BEKK, ils trouvent que le marché du pétrole est directement influencé par les informations émanant du marché américain et saoudien. Fondamentalement, le marché du pétrole est directement affecté par des facteurs économiques et institutionnels comme la conjoncture économique mondiale et la politique de production de l'OPEP ainsi que les événements géopolitiques internationaux et les conditions climatiques. Ils constatent, aussi, que le marché saoudien réagit au marché financier américain mais il est quatre fois plus sensible au marché du pétrole que le marché financier américain. Concernant le Koweït et le Bahreïn ils sont directement et indirectement affectés par les informations émanant du marché américain avec une sensibilité plus accru du Bahreïn car il est l'un des pays du golf les plus intégrés à l'économie mondiale avec les Emirats Arabes Unis. Eventuellement, les deux pays sont directement affectés par le marché du pétrole mais il apparaît que le Koweït est plus sensible à la volatilité du marché américain que celle du marché du pétrole. Hammoudeh et Aleisa (2002) mettent en évidence l'impact du marché du pétrole sur les marchés financiers du Bahreïn, de l'Indonésie, du Mexique et du Venezuela. Hammoudeh et Choi (2005), mènent leurs travaux empiriques sur 5 pays du (CCG) qui sont (le Bahreïn, le Koweït, Oman, l'Arabie Saoudite et les EAU). Ils utilisent des données hebdomadaires qui s'étalent de février 1994 à décembre 2004 et cherchent à identifier les différents équilibres qui existent entre les indices boursiers de ces pays et le prix du pétrole sur la base du (USA WTI) et le (UK Brent), ainsi que les bons de trésor américains. Les résultats de la cointégration démontrent qu'il existe un équilibre de long terme entre les indices boursiers des cinq pays du (CCG) et les trois variables (WTI, Brent et US T-Bill). Ils concluent également à un impact de court terme des bons de trésor américain sur les marchés financiers des pays du (CCG). Ils expliquent cela par le fait que les monnaies domestiques de ces pays sont ancrées au dollar américain. Cependant, le marché du pétrole et le marché financier américain n'agissent pas à court terme sur ces marchés financiers sur la base des données hebdomadaires. Imarhiagbe (2010) utilise des données journalières de janvier 2000 à janvier 2010 pour 3 variables, le prix du pétrole, le taux de change et les indices boursiers de cinq pays les plus exportateurs et importateurs de pétrole qui sont (l'Inde, la Chine, les Etats Unis, la Russie, le Mexique et l'Arabie Saoudite). La cointégration démontre une relation d'équilibre de long terme entre le prix du pétrole, le taux de change et les marchés financiers de la Chine, de l'Inde, de l'Arabie Saoudite et des Etats Unis et deux équilibres de long terme pour la Russie tandis qu'il n'existe aucun équilibre pour le Mexique. Cela signifie que pour le cas de la Chine, de l'Inde, du Mexique, des Etats Unis et de l'Arabie Saoudite, les trois variables évoluent dans le même sens. Le test de causalité de Granger démontre qu'il existe une forte causalité entre le prix du pétrole et le prix des actifs financiers pour le Mexique, la Russie, l'Arabie Saoudite et les Etats Unis. Tandis qu'il n'existe pas une causalité significative entre le prix du pétrole et le marché financier de la Chine et de l'Inde.

L'analyse de (l'impulse response/ Impulse multiplier function) démontre que la réponse du marché financier à 60 jours d'un choc pétrolier pour (la Russie, l'Arabie Saoudite, la Chine, l'Inde et les Etats Unis) est respectivement de 0,1% ; 6% ; 2,2% ; 2%et 9%. Selon les auteurs l'explication de la réponse importante du marché financier des Etats Unis, est le fait que le prix du pétrole est déterminé sur le sol américain (WTI).

La décomposition de la variance qui décrit la relation dynamique entre les variables qui partagent un équilibre de long terme, montre que le pétrole influence de manière importante les marchés financiers du Mexique, des Etats Unis, de l'Arabie Saoudite et de la Russie. Cette influence est moins significative pour le cas de la Chine et de l'Inde. Ainsi après 60 jours, pour le Mexique, la Russie, l'Arabie Saoudite et les Etats unis ; la volatilité du marché du pétrole est responsable respectivement de 4%,11%,2% et 8% de la variation des prix des actifs financiers.

Arrouri et Rault (2010) se basent sur des données boursières mensuelles couvrant la période allant de janvier 1996 à décembre 2007 pour le Bahreïn, le Koweït, Oman et l'Arabie Saoudite. Ils utilisent le prix au comptant mensuel de l'OPEP exprimé en dollar. Leur investigation empirique se base sur les tests de racine unitaire et la cointégration en panel de seconde génération qui tient compte des éventuelles interdépendances existantes entre les pays du (CCG), ainsi que la méthode d'estimation SUR³. La cointégration en panel met en évidence l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du pétrole et le cours des actions dans les pays du (CCG) tandis que les estimations SUR indiquent que les augmentations du prix du pétrole ont un impact positif sur les rentabilités boursières, sauf en Arabie Saoudite. En effet, l'Arabie Saoudite est le plus grand marché du CCG, il est très concentré et il est largement dominé par le secteur financier. Ce dernier est très lié aux marchés financiers des pays occidentaux importateurs de pétrole et souffre plus que les autres pays du CCG de l'inflation importée et des pressions économiques. Selon ces auteurs, la relation significative entre le prix du pétrole et les cours des actions implique un certain degré de prévisibilité sur les marchés boursiers du CCG. Ainsi, sur la base de l'anticipation de l'évolution du marché pétrolier (anticipations des évolutions de l'offre, de la demande et des conditions du marché du pétrole), on peut prévoir la variation future du prix du pétrole et ses effets sur les prix des actifs financiers dans les marchés du CCG.

Arrouri, Bellalah et Nguyen (2011) démontrent qu'il existe un équilibre de long terme entre le marché du pétrole et les marchés financiers des pays du CCG. Sur la base de données hebdomadaire de juin 2005 à octobre 2008, ils cherchent à identifier une relation de court terme entre les marchés mondiaux, le marché du pétrole (Brent en dollars) et les prix des actifs financiers dans les pays de CCG.

³ Seemingly Unrelated Regression methods : proposée par Zellner (1962), c'est une généralisation des modèles de régressions linéaires qui consiste en plusieurs équations, chaque une ayant sa propre variable dépendante et potentiellement différentes variables exogènes. Cette méthode permet de procéder à des corrections pour tenir compte de la corrélation contemporaine des résidus entre les différents pays étudiés.

La première estimation en MCO, modélisant les indices boursiers en fonction du pétrole et du WMSI (World Market Stock Index), montre que les marchés financiers de l'Arabie saoudite et d'Oman sont réactifs aux marchés financiers mondiaux. Le marché financier d'Oman, du Qatar et des Emirats Arabes Unis sont influencés par le marché du pétrole. Cependant, il n'existe pas de relation de court terme entre le marché du pétrole et le marché financier en Arabie Saoudite et le Bahreïn. Ce résultat peut être contre intuitif mais les auteurs l'expliquent par le fait que la relation peut être non linéaire. En effet, plusieurs études antérieures ont démontré une corrélation négative entre le marché financier et le prix du pétrole mais d'autres travaux ont démontré une relation positive particulièrement après les périodes de crise. Ils préconisent l'utilisation d'un modèle à seuil qui permet à la corrélation de varier selon la variable de seuil qui sera dans ce cas le prix du pétrole. Cela permet de savoir si la corrélation garde le même signe ou la même significativité.

Les résultats de la deuxième estimation démontrent que pour Oman il existe une corrélation significativement positive dans les deux régimes. Tandis que pour le Qatar et les EAU, il existe une corrélation négative dans le premier régime et une corrélation positive dans le second régime. Pour les pays qui ne sont pas affectés par le marché pétrolier dans le modèle linéaire, ils ne trouvent aucun changement pour le Koweït et le Bahreïn alors que pour l'Arabie Saoudite il paraît que la corrélation est significativement positive dans le premier régime et légèrement négative dans le second régime renforçant l'idée d'une relation non linéaire entre le marché du pétrole et le marché financier saoudien.

Ensuite, en prenant le World Market Stock Index (WMSI) comme variable de seuil les auteurs découvrent qu'il existe deux régimes pour la Qatar et l'Arabie saoudite avec un impact significativement positif dans le second régime par contre les résultats sont les mêmes pour le Koweït et le Bahreïn par rapport au prix du pétrole. Les auteurs concluent que la relation entre le pétrole et les marchés financiers des pays du (CCG) est non linéaire ce qui reflète la complexité des mécanismes de transmission du marché du pétrole vers les marchés financiers, ils expliquent cela par le fait que l'augmentation du prix du pétrole affecte directement et la production des entreprises et les revenus dans ces pays ce qui peut influencer positivement le prix des actifs financiers dans ces pays. Par contre, les pays du Golf sont des grands importateurs de produits de l'industrie pétrolière ce qui induit une pression inflationniste et donc un impact négatif sur les marchés financiers.

2. Les modèles GARCH : une revue de la littérature

Le modèle autorégressif à hétéroscédasticité conditionnelle a été initialement introduit par Engle (1982) afin de capturer le phénomène de persistance de la volatilité ou "Volatility Clustering" dans les séries financières à haute fréquence. En effet, la modélisation classique par MCO (Moindres carrés ordinaires) suppose que l'espérance des résidus au carré est constante. Cette hypothèse est appelée homoscedasticité des résidus. Or, les modèles de type GARCH s'intéressent aux cas où la variance des

erreurs n'est pas constante. En d'autres termes, quand les résidus sont relativement faibles pendant un certain nombre de périodes successives, puis beaucoup plus grands pour un certain nombre d'autres périodes et encore relativement faibles pour une troisième catégorie de périodes et ainsi de suite, on dit que ce sont des résidus avec des propriétés d'hétéroscédasticité. Dans ce type de données les coefficients estimés par MCO sont convergents en revanche les erreurs et les intervalles de confiance estimés ne sont pas très précis. « *Au lieu de considérer cela comme un problème à résoudre, les modèles ARCH-GARCH le traitent comme une variance à modéliser. Ainsi, non seulement la déficience du MCO est corrigée mais aussi on peut prédire la variance de chaque terme d'erreur. Cette prédiction s'avère être très utile surtout pour les séries financières* »⁴.

2.1. Le modèle linéaire ARCH(q)

Selon Engle (1982), on considère un processus stochastique ε_t tel que :

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t, \quad \text{avec :} \quad z_t \rightarrow i.i.d \quad \text{et} \quad E(z_t) = 0 ; \quad \text{var}(z_t) = 1$$

On a : σ_t une fonction positive mesurable qui dépend de t. Initialement ε_t est considéré comme un processus univarié et correspondra aux innovations en moyenne d'autres processus stochastiques y_t . Ainsi :

$$y_t = g(x_{t-1}, b) + \varepsilon_t$$

Où $g(x_{t-1}, b)$ est une fonction de x_{t-1} . Selon Engle (1982) le modèle ARCH(q) s'écrit :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_t^2 \quad \text{Avec :} \quad \omega \text{ constante et (L) opérateur retard,}$$

En pratique il est nécessaire d'introduire un grand nombre de retards dans l'équation d'un modèle ARCH (q) pour tenir compte de la persistance de la volatilité qui caractérise certaines séries monétaires et financières. Ce nombre important de paramètres peut conduire à la violation de la contrainte de non-négativité de la variance. Dans cette perspective, une extension importante a été suggérée par Bollerslev (1986), c'est le modèle autorégressif conditionnellement hétéroscédastique généralisé (GARCH). Cette approche exige moins de paramètre que les modèles ARCH(q), le modèle s'écrit :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) \sigma_t^2$$

⁴ Engle (2001)

Les modèles GARCH (p,q) ont été enrichis par d'autres type de modèles comme le modèle GARCH exponentiel ou EGARCH(p,q) proposé par Nelson (1990). Le modèle EGARCH permet de rendre compte de l'asymétrie dans la réponse de la variance conditionnelle à une innovation. Il présente en outre l'avantage, par rapport au modèle GARCH standard, de ne nécessiter aucune restriction de non négativité sur les paramètres afin de garantir la positivité de la variance conditionnelle. On trouve aussi le modèle GARCH en moyenne ou GARCH-M. Le modèle GARCH-M (General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean) a été introduit par Engle-Lilien-Robbins (1987). C'est un modèle ARCH qui permet de mesurer l'influence du rendement des titres sur la volatilité conditionnelle. Comme les modèles ARCH linéaires, le modèle GARCH-M repose sur une spécification quadratique de la variance conditionnelle des perturbations. On trouve, aussi, le modèle IGARCH (Integrated General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) ou GARCH intégré, introduit par Engle et Bollerslev (1989). Ce modèle correspond au cas d'une racine unitaire dans la variance conditionnelle. C'est un modèle ARCH non linéaire caractérisé par un effet de persistance dans la variance. C'est-à-dire qu'un choc sur la variance conditionnelle actuelle se répercute sur toutes les valeurs futures prévues.

2.2. Les modèles ARCH multivariés

Les modèles ARCH que nous avons abordés jusqu'à présent sont des modèles univariés. Ils permettent de décrire et de prévoir le comportement de la volatilité d'une série monétaire et plus encore les données financières à grande fréquence. Toutefois, l'analyse des risques liés à un portefeuille composé de plusieurs actifs doit se faire dans une optique de risques multiples, à savoir les interactions entre les différents éléments du portefeuille doivent être prises en considération. Or, les modèles univariés ne tiennent pas compte de la corrélation entre les actifs. Il faudrait alors passer aux modèles multivariés afin de capter les liens dynamiques entre les actifs.

Ainsi, ε_t désignera maintenant un processus stochastique vectoriel, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{n,t})'$. On obtient le modèle ARCH de la forme suivante

$$\varepsilon_t = \eta_t H_t^{1/2}$$

Avec $E(\eta_t) = 0$ et $VAR(\eta_t) = I$

Où H_t une matrice de dimension $N \times N$ définie positive mesurable par rapport à l'ensemble de l'information à la date $t-1$.

Cette définition générale des processus multivariés autorise une grande variété de représentations possibles. Nous nous limiterons à l'étude des 2 modèles les plus utilisés à savoir les modèles GARCH

vectoriels et les modèles BEKK tel qu'ils ont été présentés dans les Survey de Bauwens, Laurent et Rombouts (2006) et Silvennoinen et Terasvirta (2009).

a- Modèles GARCH vectoriels

Le model VEC-GARCH a été introduit par Bollerslev, Engle et Wooldridge (1988). Il est une généralisation du modèle GARCH. En effet, cette représentation présente une expression de H_t similaire à l'expression de la volatilité dans le modèle GARCH univarié, on a :

$$h_t = C_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i} + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j} \quad \text{Où} \quad e_t = \text{vec}(e_t e_t') \text{ et } h_t = \text{vec}(H_t)$$

Avec $\text{vec}(\cdot)$ un opérateur qui consiste à mettre les colonnes de la matrice triangulaire inférieure en un vecteur de taille $\left(\frac{N(N+1)}{2}, 1\right)$, C_0 est un vecteur de dimension $\left(\frac{N(N+1)}{2}, 1\right)$ et A_i et B_j sont des matrices de dimension $\left(\frac{N(N+1)}{2}, \frac{N(N+1)}{2}\right)$.

Le modèle VEC est très général et très flexible (chaque variance conditionnelle et covariance dépend du carré passé des résidus et du produit du carré des résidus et les valeurs passés de la variance conditionnelle et covariance), mais il résulte en un nombre important de paramètre à estimer égale à $(p+q)\left(N\frac{N(N+1)}{2}\right)^2 + N\frac{N(N+1)}{2}$, qui est assez large même pour $p=q=1$, il est égale à 78. Cela rend l'estimation assez lourde. Il existe aussi des conditions restrictives pour garantir que H_t soit définie positive.

Pour illustrer le modèle vectoriel, considérons le modèle GARCH(1,1) avec deux équations (N=2) en utilisant l'opérateur $\text{vech}(\cdot)$ tq $h_t = \text{vech}(H_t)$ on a :

$$h_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{pmatrix}$$

b- Le modèle GARCH-VEC Diagonal

Dans certaines séries financières, on peut supposer que les volatilités et les covariances ne dépendent que des résidus aux carrés et leurs valeurs passées dans le modèle précédent. Dans ce modèle les matrices A_i et B_j sont des matrices diagonales ce qui réduit le nombre de paramètres à

$(p+q+1)\left(N\frac{(N+1)}{2}\right)$ exemple (pour $p=q=1$ et $N=2$, il est égal à 18). Dans le cas de l'exemple précédent on obtient :

$$h_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{pmatrix}$$

Dans cette représentation il est plus facile d'obtenir la condition pour que H_t soit définie positive quel que soit t. Aussi, l'estimation de ce modèle est moins difficile que le modèle VEC complet. Cependant, ce modèle VEC semble être assez restrictif car aucune interaction n'existe entre les différentes variances et covariances conditionnelles.

c- Le modèle BEKK

Le modèle BEKK pour Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) défini par Engle et Kroner (1995) est une version contrainte du modèle VEC et dans lequel la matrice de covariance conditionnelle H_t est définie positive par construction. Le modèle s'écrit de la façon suivante :

$$H_t = C'C + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A'_{ik} \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^p B'H_{t-j} B_{jk}$$

Avec A_{ik} et B_{jk} tq $k \in \{1, \dots, K\}$ sont des matrices de dimension $N \times N$ et C est une matrice constante de dimension $N \times N$.

Dans le cas d'un BEKK-GARCH(1,1) avec $K=1$, l'expression du modèle est la suivante :

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B$$

Dans le cas où $N=2$, la relation précédente devient :

$$H_t = C'C + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}$$

$$\text{Avec } C = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix}$$

Dans le cas où $N=3$, la relation précédente devient :

$$H_t = C'C + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix}' + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix}$$

$$\text{Avec } C = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix}$$

En développant, on obtient :

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{12} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 2a_{11}a_{31} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{21}a_{31} \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1} \\ &+ a_{31}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{12} h_{12,t-1} + 2b_{11}b_{31} h_{13,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t} + 2b_{21}b_{31} h_{23,t-1} \\ &+ b_{31}^2 h_{33,t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} h_{22,t} &= a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 2a_{12}a_{32} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{22}a_{32} \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1} \\ &+ a_{32}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22} h_{12,t-1} + 2b_{12}b_{32} h_{13,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t} + 2b_{22}b_{32} h_{23,t-1} \\ &+ b_{32}^2 h_{33,t-1} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} h_{33,t} &= a_{13}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{13}a_{23} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + 2a_{13}a_{33} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1} + a_{23}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{23}a_{33} \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1} \\ &+ a_{33}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{13}^2 h_{11,t-1} + 2b_{13}b_{23} h_{12,t-1} + 2b_{13}b_{33} h_{13,t-1} + b_{23}^2 h_{22,t} + 2b_{23}b_{33} h_{23,t-1} \\ &+ b_{33}^2 h_{33,t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

Les équations (5), (6), et (7) démontrent comment les chocs sont transmis entre les marchés au cours du temps.

Pour estimer ces modèles, on maximise la fonction suivante en supposant que les erreurs sont normalement distribuées : $L(\theta) = -T \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t)$

Où θ est le vecteur des paramètres estimé et T le nombre des observations. Le nombre de paramètres reste assez élevé $(p+q)KN^2 + \frac{N(N+1)}{2}$. Ainsi, pour $p=q=1$, $N=3$ et $K=1$, il est de 24.

Pour réduire le nombre de paramètre on peut utiliser le modèle BEKK diagonal, dans lequel A_{tk} et B_{jk} sont des matrices diagonales et le nombre de paramètres à estimer est $(p+q)KN + \frac{N(N+1)}{2}$ ainsi pour le même exemple $p = q = 1$, $N=3$ et $K=1$, il est égal à 12.

3. La transmission de la volatilité entre le marché du pétrole, le marché financier américain et les marchés financiers des pays producteurs de pétrole

3.1. Les données

Dans notre investigation empirique nous allons étudier la transmission de la volatilité entre le marché du pétrole, le marché financier américain et les marchés financiers de 4 pays producteurs de pétrole qui sont :

Le Venezuela : Pays membre de l'OPEP, il contient la 2^{ème} réserve mondiale de pétrole (211 milliards de barils comme réserve prouvée en 2011). Il produit actuellement 4,1% du pétrole mondiale. Le pétrole joue un rôle important dans l'économie du pays il représente un tiers du PIB et environ 80% des exportations, ainsi que 50% du revenu de l'état⁵. Selon l'EIA⁶, le pays a produit 2,36 millions de barils de brut par jour en 2010 dont approximativement 1,5 million destinés à l'exportation aux Etats Unis ce qui représente 60% du brut exporté par le Venezuela et 11% du pétrole importé par les Etats Unis.

L'Indonésie : Pays membre de l'OPEP depuis 1962 jusqu'au 28 mai 2008 date à laquelle il annonce son retrait de l'organisation mondiale car c'est un pays producteur de pétrole mais qui importe plus d'or noir qu'il n'en exporte ce qui est contradictoire avec les statuts de l'organisation. Il contient uniquement 4 milliards de barils de réserve prouvée de pétrole. L'Indonésie a produit 1,023 million de barils de brut par jour en 2009 et sa consommation de pétrole monte à 1,115 million de barils. Il exporte 322 milles barils et importe 456,7 milles barils par jour⁷.

La Russie : ce pays possède la 7^{ème} réserve mondiale de pétrole avec approximativement 74 milliards de barils comme réserve prouvée en 2011. Il est le plus grand producteur de pétrole dans le monde et dépasse largement l'Arabie Saoudite avec 10,12 millions de barils produit par jour (12% de la production mondiale) en 2010 contre 9,764 millions produits par l'Arabie Saoudite qui est contrainte de diminuer sa production à cause des quotas imposés par l'OPEP. Le pays exporte 70% de sa production de pétrole (soit 7.4 millions de barils par jour) destinée principalement aux pays européens.

⁵ <http://www.cfr.org>

⁶ U.S. Energy Information Administration : www.eia.gov/

⁷ CIA World Factbook : <https://www.cia.gov>

Le Koweït : pays membre de l'OPEP depuis 1960, il contient la 5^{ème} réserve de pétrole dans le monde avec 104 milliards de barils de réserve prouvée en 2011, il a produit 2,494 millions de barils par jour en 2009 dont 95% destiné à l'exportation parmi lesquels 60% aux pays de l'Asie pacifique (Japan, Inde, Singapore, Corée du Sud, Taiwan et Thaïlande), le reste est divisé entre l'Europe et les Etats unis. Le pétrole joue un rôle primordiale dans l'économie il représente 50% du PIB du pays et 90% du revenu de l'état.

Le choix du marché américain provient du fait que les Etats Unis est le plus grand importateur de pétrole dans le monde avec 9,172 millions de barils par jour. Il importe du pétrole simultanément des 4 pays étudiés et l'ampleur de ses importations est susceptible d'influencer le cours du pétrole et les marchés financiers des pays producteurs.

Les importations de pétrole des Etats Unis par pays

	les Importations (mille baril par jour)	En pourcentage du Total
Total	9172	
Pays		
OPEP		
Algérie	328	3,576101177
Angola	383	4,17575229
Equateur	210	2,289576973
Iraq	415	4,524640209
<u>Koweït</u>	<u>195</u>	<u>2,126035761</u>
Libye	43	0,468818142
Nigéria	983	10,71740078
Qatar	0	0
Arabie Saoudite	1082	11,79677279
EAU	2	0,021805495
<u>Venezuela</u>	<u>912</u>	<u>9,943305713</u>
Non OPEP		
Canada	1929	21,03139991
Colombie	338	3,685128652
Guiné equatoriale	50	0,545137375
Gabon	47	0,512429132
Mexique	1152	12,55996511
Norvège	25	0,272568687
<u>Russie</u>	<u>269</u>	<u>2,932839075</u>

Royaume Unis	120	1,308329699
Indonésie	33	0,359790667

Source: U.S. Imports by Country of Origin, ¹ U.S. Energy Information Administration : www.eia.gov/

Pour le prix du pétrole nous optons pour le prix spot du WTI (West Texas Intermediate)⁸, nous utiliserons des données journalières s'étalant de Janvier 2000 à Mars 2011 obtenus sur le site de l'*U.S. Energy Information Administration*⁹.

Pour les indices boursiers nous utilisons aussi des données journalières selon la disponibilité. Ainsi, les données disponibles pour l'indice de la bourse du Venezuela le (IBVC) commencent le 7 octobre 2002 et pour le Koweït (KSE) le 18 juin 2001 de plus le marché boursier du Koweït ferme le jeudi et le vendredi à l'encontre des bourses occidentales qui ferment le samedi et le dimanche. C'est pour cette raison que nous utiliserons uniquement que les données enregistrées du lundi au mercredi pour ce pays. Pour les Etats Unis on utilise le (S&P500), l'Indonésie l'indice de la bourse de Jakarta (IDX) et la Russie l'indice de la bourse de Moscow (RTSI). L'ensemble de ces données s'étalent du 04 janvier 2000 au 31 mars 2011.

3.2. Méthodologie

Pour l'ensemble des données nous utilisons le log du rendement tel que :

$$R_{i,t} = \ln(P_{i,t} / P_{i,t-1})$$

La première étape est l'estimation de l'équation de la moyenne en utilisant la méthode de Box Jenkins pour chaque série de rendement boursier ou du prix du pétrole pour les cinq pays :

Ainsi, nous essayerons de modéliser les six séries par un modèle ARMA (p, q), l'équation suivante est estimée :

$$R_{i,t} = \mu_i + \sum_{k=1}^p \alpha_i R_{i,t-k} + \sum_{k=1}^q \theta_i \varepsilon_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

Où $R_{i,t}$ est le rendement de l'index i entre t et t-1, μ_i est une constante et ε_{it} est le terme d'erreur pour l'index i à l'instant t.

a. Le Test ADF et le test de Philipps-Perron

Avant la modélisation, il convient tout d'abord de vérifier les propriétés de stationnarité des séries étudiées et de vérifier la présence éventuelle de racines unitaires. Le test de racine unitaire que nous allons

⁸WTI : également connu sous le nom de *Texas Light Sweet*, est un type de pétrole brut utilisé comme standard dans la fixation du prix du brut et comme matière première pour les contrats à terme sur le pétrole auprès du New York Mercantile Exchange (bourse des matières premières).

⁹ <http://www.eia.doe.gov/>

utiliser, en premier lieu, est celui de Dickey et Fuller (1979) ‘‘ADF’’ pour (Augmented Dickey Fuller). Il existe 3 versions de ce test selon qu’on intègre en plus une constante et une tendance :

-Modèle avec trend et constante :

$$\Delta X_t = c_0 + c_{1t} + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

- Modèle avec constante:

$$\Delta X_t = c_0 + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

- Modèle sans trend ni constante :

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Le test de la présence d’une racine unitaire correspond donc au test de l’hypothèse :
 $H_0 : \rho = 0$ (Présence de racine unitaire)

Contre l’hypothèse alternative : $H_1 : \rho < 0$

Le test de Philipps-Perron est une adaptation du test de Dickey-Fuller de racine unitaire à utiliser en présence d’erreurs hétéroscédastiques et/ou autocorrélées.

La procédure du test est de commencer toujours par le premier modèle et ensuite vérifier la significativité de la tendance. Si elle n’est pas significative on passe au test du deuxième modèle. Si la constante n’est pas significative on passe au test du troisième modèle.

⇒ Les deux tests montrent que toutes les séries étudiés sont stationnaires.

Pays	Série	Le modèle testé	Test ADF		Test Philipps Perron		Conclusion
			T statistique	Valeur critique 1%	T statistique	Valeur critique 1%	
Venezuela	R_sp	3	T=-36.9089	(-2.5660)	T=51.0062	(-2.5660)	Stationnaire
	R_wti	3	T=-45.9943	(-2.5660)	T=-46.0421	(-2.5660)	Stationnaire

	R_ibvc	3	T=-18.2054	(-3.4333)	T=-40.9954	(-3.4333)	Stationnaire
Indonesia	R_sp	3	T=-56.8887	(-2.5658)	T=-57.1911	(-3.4326)	Stationnaire
	R_wti	3	T=-52.0914	(-2.5658)	T=-52.2444	(-2.5658)	Stationnaire
	R_idx	3	T=-45.6303	(-2.5658)	T=-45.6141	(-2.5658)	Stationnaire
Russie	R_sp	3	T=-41.3435	(-2.5658)	T=-57.6437	(-2.5658)	Stationnaire
	R_wti	3	T=-53.1744	(-2.5658)	T=-53.2855	(-2.5658)	Stationnaire
	R_ru	3	T=-47.2616	(-2.5658)	T=-47.2042	(-2.5658)	Stationnaire
Koweït	R_sp	3	T=-46.9052	(-2.5663)	T=-47.0024	(-2.5663)	Stationnaire
	R_wti	3	T=-42.1647	(-2.5663)	T=-42.2174	(-2.5663)	Stationnaire
	R_ku	1	T=-34.9962	(-3.9636)	T=-36.4937	(-3.9636)	Stationnaire

Si (T statistique > valeur critique à 1%) on accepte H0 et la présence de racine unitaire dans la série.

(1): modèle avec constante et trend, (2) : modèle avec constante uniquement et (3) : modèle sans constant ni trend.

b. La modélisation de la moyenne

Toutes les séries sont stationnaires. Donc on peut procéder à la modélisation des séries selon la méthode de Box Jenkins. En d'autres termes, déterminer l'ordre p du processus AR et q du MA en utilisant des critères d'information, ici le critère d'AIC (Akaike Information Criterion). Ainsi, on obtient les modèles suivants pour les séries étudiées :

Pays	Série	Modèle	Equation
Venezuela	IBVC	ARMA(1,1)	$y_t = 0.001 + 0.7397 y_{t-1} - 0.6583 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ (2.6353) (1.8937) (-6.2806) 0.0085 0.0000 0.0000
	WTI	ARMA(2,2)	$y_t = -0.8367 y_{t-2} + 0.8337 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$ (-3.9108) (3.8584) 0.0001 0.0001
	S&P500	ARMA(1,1)	$y_t = 0.3143 y_{t-1} - 0.4402 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ (2.2364) (-3.3094) 0.0254 0.001
Indonésia	IDX	AR(1)	$y_t = 0.000647 + 0.1161 y_{t-1} + \varepsilon_t$ (1.9454) (6.0021) 0.0498 0.0000
	WTI	ARMA(2,1)	$y_t = -0.6543 y_{t-1} - 0.0510 y_{t-2} + 0.6408 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ (-3.0924) (-2.4913) (3.0308) 0.002 0.0128 0.0025

	S&P500	ARMA(2,1)	$y_t = -0.6379 y_{t-1} - 0.1030 y_{t-2} + 0.5321 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ <small>(-2.7883) (-4.1742) (2.3138)</small> <small>0.0054 0.0000 0.0208</small>
Russie	RTSI	ARMA(2,2)	$y_t = -1.1350 y_{t-1} - 0.5922 y_{t-2} + 1.2254 \varepsilon_{t-1} + 0.7085 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$ <small>(-15.417) (-8.0742) (19.1282) (11.0136)</small> <small>0.0000 0.0000 0.0000 0.0000</small>
	WTI	ARMA(2,2)	$y_t = -0.8310 y_{t-1} - 0.9799 y_{t-2} + 0.8198 \varepsilon_{t-1} + 0.9564 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$ <small>(-83.1868) (-98.2119) (55.7509) (65.0989)</small> <small>0.0000 0.0000 0.0000 0.0000</small>
	S&P500	ARMA(1,1)	$y_t = 0.3242 y_{t-1} - 0.4374 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ <small>(2.3959) (-3.4000)</small> <small>0.0166 0.0007</small>
Koweït	KSE	ARMA(1,1)	$y_t = 0.9664 y_{t-1} - 0.9129 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ <small>(69.1266) (-41.1327)</small> <small>0.0000 0.0000</small>
	WTI	ARMA(2,3)	$y_t = 1.3954 y_{t-1} - 0.8136 y_{t-2} - 1.4535 \varepsilon_{t-1} + 0.9429 \varepsilon_{t-2} - 0.1203 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$ <small>(20.7647) (-11.8401) (-20.7823) (12.8757) (-4.7327)</small> <small>0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000</small>
	S&P500	AR(1)	$y_t = -0.1503 y_{t-1} + \varepsilon_t$ <small>(-6.1311)</small> <small>0.0000</small>

➤ Test de normalité des résidus de Jarque-Bera

Le test de Jarque-Bera est un test d'hypothèse qui cherche à déterminer si les données suivent une loi normale. Il est également fondé sur les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement.

Il évalue les écarts simultanés de ces coefficients avec les valeurs de référence de la loi normale.

Ce test est construit de la manière suivante :

H_0 : Les données suivent une loi normale : $Sk = 0$ et $Ku = 3$

H_1 : Les données ne suivent pas une loi normale : $Sk \neq 0$ et $Ku \neq 3$

Avec :

$$JB = \left(\frac{Sk}{\sqrt{6/n}} \right)^2 + \left(\frac{Ku - 3}{\sqrt{24/n}} \right)^2 \sim \chi^2(2)$$

Sachant que : $\chi^2(2)_{95\%} = 5.99$

Où n est le nombre d'observations et :

- S = Coefficient d'asymétrie : Moment d'ordre 3 d'une variable centrée-réduite.
- K = Kurtosis : Moment d'ordre 4 d'une variable centrée-réduite.

L'hypothèse H_0 est rejetée au seuil de 5% si la statistique JB est supérieure au quantile 0,95 de la loi de χ^2 correspondante.

Pays	Série	JB Stat	Conclusion
Venezuela	E_wti	1609,774	Les résidus ne suivent pas une loi normale
	E_sp	7940,843	Les résidus ne suivent pas une loi normale
	E_ibvc	185949,4	Les résidus ne suivent pas une loi normale
Indonésie	E_wti	3229,722	Les résidus ne suivent pas une loi normale
	E_sp	5164,824	Les résidus ne suivent pas une loi normale
	E_idx	5539,567	Les résidus ne suivent pas une loi normale
Russie	E_wti	1973.692	Les résidus ne suivent pas une loi normale
	E_sp	4239.697	Les résidus ne suivent pas une loi normale
	E_rtsi	6143.636	Les résidus ne suivent pas une loi normale
Koweït	E_wti	1779.958	Les résidus ne suivent pas une loi normale
	E_sp	3961.359	Les résidus ne suivent pas une loi normale
	E_kse	4494.385	Les résidus ne suivent pas une loi normale

- **Test d'hétéroscédasticité (ARCH)**

Ce test utilise la valeur de chisqar = $T \cdot R^2$ où T le nombre des observations et R provient de la régression en question.

On a : Chisqar $\sim \chi^2(p)$ avec le degré de liberté p représente ici les différents retards utilisés.

Concernant le retard à choisir, la littérature suggère l'utilisation d'un retard égale à 20 car il permet d'obtenir des résultats plus robustes.

H_0 : la variance des erreurs est une constante (il y a homoscedasticité).

H_1 : il existe un effet ARCH (Il y a hétéroscédasticité).

⇒ Si les P-value sont nulles et les T-Stat sont supérieures aux valeurs critiques, donc on rejette l'hypothèse nulle.

Pays	Série	chisq	T stat	P val	Conclusion
Venezuela	E_wti	409.6837	(25.4315)	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_sp	710.5518	(54.2363)	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série

	E_ibvc	486.8845 (31.7419) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
Indonésie	E_wti	343.5522 (19.6190) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_sp	796,7853 (56,8563) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_ibvc	230.6791 (12,5486) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
Russie	E_wti	347.9330 (19.8769) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_sp	753.5554 (52.2935) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_rtsi	689.5723 (46.2912) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
Koweït	E_wti	216.8363 (12.3713) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_sp	460.5561 (31.8645) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_rtsi	167.5989 (9.2340) 0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série

Toutes les séries exhibent l'existence d'un effet ARCH. Comme on est intéressé par l'étude de la transmission de la volatilité entre 3 marchés (marché du pétrole, marché financier des Etats Unis et les marchés financiers des pays producteurs) et la persistance de la volatilité dans chaque marché nous emploierons un modèle BEKK-GARCH dans ce qui suit.

3.3. L'estimation du modèle BEKK

Le modèle GARCH multivarié avec paramétrisation BEKK s'écrit :

$$H_t = C'C + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A'_{ik} \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^p B'H_{t-j} B_{jk}$$

- La matrice C est une matrice triangulaire qui est utilisée pour dériver la constante pour l'équation de la variance.
- Les coefficients ARCH et GARCH sont dérivés des matrices A et B .
- L'équation de la variance conditionnelle fournit une description complète des facteurs qui influencent la volatilité des rendements dans le contexte d'un BEKK trivariée. Cette équation suggère que la variance conditionnelle dépend des constantes, des résidus au carré retardés, du produit des résidus croisés et des variances conditionnelles retardées.
- Si les paramètres de la variance retardée b_{ii} sont significatifs cela signifie que la variance conditionnelle présente est affectée par sa propre variance conditionnelle passé.
- Le paramètre des erreurs au carré a_{ii} indique que la variance conditionnelle est corrélée avec ses propres erreurs au carré. Si le paramètre de la covariance b_{ij} est significatif cela indique l'existence d'un phénomène indirect de transmission de la volatilité. Si le paramètre du produit

croisé des erreurs a_{ij} est significatif cela suggère l'existence d'un choc et nous renseigne sur la direction de la transmission de la volatilité.

Pays Paramètres	Venezuela	Indonésie	Russie	Koweït
c11	0.002989270*** (19.5395)	0.002911195*** (31.12501)	0.003363560*** (12.44738)	0.004495562*** (29.13848)
c21	0.000042709 (0.61067)	0.000149541* (1.76256)	-0.000142549 (-1.57678)	0.000027202 (0.30387)
c22	-0.000807337*** (-10.7321)	-0.000368657*** (-6.65264)	0.001066289*** (14.85752)	0.001292401*** (17.21371)
c31	0.000121031 (0.17704)	0.000656976** (1.96544)	-0.000203802 (-0.50487)	-0.000763318*** (-8.96133)
c32	0.000759566 (1.34114)	0.006755705*** (64.50195)	0.001125079*** (3.56520)	0.000380861*** (4.17449)
c33	0.005357813*** (32.08975)	0.000001176 (2.37906e-06)	0.002270602*** (7.56917)	0.001718820*** (34.39225)
a11	0.206482985*** (33.91529)	0.208815485*** (78.74207)	0.192300935*** (23.69815)	0.258116658*** (59.95200)
a12	0.005765553* (1.86200)	-0.002356108 (-0.98140)	-0.004537856 (-1.57823)	0.007748984*** (3.06270)
a13	0.035575224*** (3.29630)	-0.011032006* (-1.67750)	-0.051232581*** (-6.31154)	-0.035268832*** (-15.24480)
a21	-0.018823577 (-0.94911)	0.052254346*** (6.44537)	-0.089599795*** (-4.75313)	-0.124015977*** (-11.05892)
a22	0.216789255*** (33.05929)	0.204553037*** (56.68375)	0.248509412*** (32.97795)	0.242038922*** (66.50947)
a23	-0.081366504*** (-3.25486)	0.384362790 (41.37680)	0.103662586*** (4.76530)	-0.003646737 (-0.98716)
a31	0.036198939**	-0.020024418**	0.062760736***	0.027723311**

	(2.11549)	(-2.06132)	(4.40771)	(1.97781)
a32	-0.004404742* (-1.65764)	-0.044075411*** (-8.48175)	-0.007895891* (-1.78966)	-0.017031226*** (-3.11017)
a33	0.538761334*** (49.57931)	0.368111413*** (41.33908)	0.258958789*** (23.47611)	0.288672421*** (69.13009)
b11	0.971222896*** (1376.83713)	0.972671996*** (1920.61830)	0.972363540*** (354.56371)	0.954340460*** (1023.96975)
b12	-0.001137938* (-1.91247)	-0.001341218*** (-2.78565)	0.000448859 (0.60649)	-0.001597847*** (-2.84202)
b13	-0.007479797 (-1.48779)	0.011313059*** (6.47306)	0.024438653*** (7.53581)	0.010871130*** (19.57820)
b21	0.005158164 (1.05739)	-0.009239481*** (-4.53919)	0.037226803*** (6.13098)	0.031396421*** (13.11341)
b22	0.973107753*** (645.60470)	0.967264275*** (1217.69402)	0.965605866*** (453.14832)	0.967312829*** (1244.12676)
b23	0.010981016 1.19857	-0.055993162*** (-15.62858)	-0.028920344*** (-4.07968)	0.004572364*** (5.44584)
b31	-0.017568677* (-1.85049)	-0.015337938 (-3.85506)	-0.028233801*** (-7.30545)	-0.002431678 (-0.63319)
b32	0.010322977*** (11.20179)	0.055828148*** (41.39728)	0.002288982** (1.99236)	-0.001874466 (-1.36130)
b33	0.752133426*** (142.65383)	0.740150524*** (200.68491)	0.954183712*** (287.75189)	0.942334703*** (1046.56071)

1 : WTI, 2 : S&P500, 3 : Indice boursier du pays concerné, *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

3.4. Propriétés des résidus de l'Estimation du modèle BEKK

a. test d'autocorrelation des résidus de Ljung-Box

Le test de Ljung-Box pour un ordre K, correspond à l'hypothèse nulle :

$$H_0 : \hat{\rho}_k = 0 \quad \forall k \leq K \Rightarrow \text{il n'y a pas autocorrélation.}$$

Il est construit de la façon suivante : $Q_K = T(T+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \chi^2(K-p-q)$

$\hat{\rho}_k$: L'autocorrélation à l'ordre k et T : la taille de l'échantillon

L'hypothèse H_0 est rejetée au seuil de 5% si Q_k est supérieur au quantile 0,95 de la loi du χ^2 correspondant. Concernant le retard à choisir, Tsay (2005) démontre que des études de simulation prouvent que l'utilisation de $\text{lag}=\log(\text{length}(T))$ fournie des résultats assez robuste¹⁰. On a le retard : $\text{Lag}=8$.

Pays	Série	Lbq Stat	T stat	P val	Conclusion
Venezuela	E_wti	30.689	(15.5073)	0.0000	On rejette H0
	E_sp	37.8455	(15.5073)	0.0000	On rejette H0
	E_ibvc	84.8152	(15.5073)	0.0000	On rejette H0
Indonésie	E_wti	25.3483	(15.5073)	0.0014	On rejette H0
	E_sp	4.7144	(15.5073)	0.7876	On accepte H0
	E_ibvc	2.2502	(15.5073)	0.9724	On accepte H0
Russie	E_wti	18.8649	(15.5073)	0.0156	On rejette H0
	E_sp	15.0103	(15.5073)	0.0589	On accepte H0
	E_rtsi	5.5973	(15.5073)	0.6922	On accepte H0
Koweït	E_wti	2.2211	(15.5073)	0.9735	On accepte H0
	E_sp	8.6493	(15.5073)	0.3727	On accepte H0
	E_rtsi	20.2217	(15.5073)	0.0095	On rejette H0

- **Test d'hétéroscédasticité (ARCH)**

Le test ARCH de Engle consiste à effectuer une régression autorégressive des résidus sur q retards :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

Où ε_t désigne le résidu à l'instant t issu de l'estimation des paramètres du processus.

Concernant le retard à choisir, la littérature suggère l'utilisation d'un retard égale à 20 car il permet d'obtenir des résultats plus robustes.

¹⁰ Tsay (2005)

Les hypothèses du test ARCH sont les suivantes :

H0 : homoscedasticité et $\alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$.

H1 : hétéroscedasticité et il y a au moins un coefficient α_i significativement différent de 0.

Pays	Série	chisq	P val	Conclusion
Venezuela	E_wti	419.0938	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_sp	722.4657	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_ibvc	496.8181	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
Indonesia	E_wti	344.7618	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_sp	808.1106	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_ibvc	232.5245	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
Russie	E_wti	348.7053	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_sp	763.5627	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_rtsi	700.2141	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
Kuwait	E_wti	214.3047	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_sp	432.8233	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série
	E_rtsi	130.7383	0.0000	Il existe un effet ARCH dans la série

3.5. Interprétation des résultats

On remarque que les coefficients a_{ii} et b_{ii} sont tous significatifs cela implique l'existence d'un phénomène de persistance de la volatilité dans les différents marchés étudiés. On remarque, aussi, que généralement il y a une transmission de la volatilité du marché financier américain vers le marché du pétrole. Ceci peut être expliqué par deux causes principales : la première est que les Etats Unis est le premier pays importateur de pétrole dans le monde. La deuxième est le fait que le prix du baril de pétrole utilisé dans l'étude est le WTI qui est déterminé aux Etats Unis.

On procède par la suite à l'interprétation des résultats par pays :

Venezuela : Le marché boursier du Venezuela est affecté de façon directe et indirecte par les informations immanentes du marché du pétrole. Tandis que le marché vénézuélien a un impact direct sur le marché du pétrole. Il existe un impact bidirectionnel significatif entre le marché boursier du Venezuela et le marché boursier américain. Cependant l'impact du marché boursier américain est beaucoup plus prononcé. Le marché financier vénézuélien est deux fois plus sensible à la volatilité provenant de

marché boursier américain que celle provenant du marché du pétrole. Ce résultat est assez logique vu que le Venezuela est le deuxième pays de l'OPEP qui exporte le plus de pétrole aux Etats Unis.

Indonésie : Le marché du pétrole agit directement et indirectement sur le marché boursier indonésien. De même le marché indonésien agit directement sur le marché mondial du pétrole. Ce résultat s'explique par le fait que l'Indonésie est un pays producteur de pétrole qui importe autant qu'il exporte de brut. Donc la moindre volatilité du prix du pétrole se transmet rapidement au marché financier indonésien par le double canal des importations et des exportations et vice versa. Il existe une relation bidirectionnelle indirecte entre le marché boursier américain et le marché boursier indonésien. Finalement, il apparaît que le marché financier de l'Indonésie est cinq fois plus sensible à la volatilité indirecte transmise par le marché boursier américain que celle transmise par le marché mondial du pétrole. Ce résultat est assez intuitif, étant donné que l'économie indonésienne est très intégrée à l'économie mondiale et son marché financier est très libéralisé et donc plus facilement influençable par le marché boursier américain.

Russie : Il existe une relation bidirectionnelle directe et indirecte entre le marché du pétrole et le marché boursier de la Russie. Cependant, l'impact du marché financier russe sur celui du pétrole est plus important. Ce résultat est assez intuitif étant donné que la Russie est le premier pays exportateur de pétrole dans le monde. Il existe aussi une relation bidirectionnelle directe et indirecte entre le marché financier de la Russie et le marché financier américain. Néanmoins, l'impact du marché financier américain sur celui de la Russie est plus significatif et plus robuste. La Russie semble être légèrement plus sensible à la volatilité transmise par le marché américain que celle transmise par le marché du pétrole. Ce résultat confirme l'amélioration des relations commerciales et financières entre les deux pays après la guerre froide. En effet, en dix ans, les échanges commerciaux entre la Russie et les Etats Unis ont quadruplés¹¹. La Russie exporte des matières premières aux Etats Unis (pétrole, Gaz, aluminium et des produits nécessaires à l'industrie nucléaires) et importe des équipements manufacturés (véhicules, avions, machines industrielles).

Koweït : Le marché du pétrole affecte directement et indirectement le marché financier du Koweït. Le marché boursier américain possède un impact indirect sur le marché financier koweïtien. Cependant le Koweït est deux fois plus sensible à la volatilité indirecte du marché du pétrole que celle du marché financier américain. Ce résultat s'explique par le fait que le pétrole occupe une position de choix dans l'économie du Koweït. Cependant, cette économie n'est pas vraiment très ouverte et le marché financier koweïtien n'est pas vraiment intégré à l'économie mondiale ce qui justifie la faible influence du marché financier américain.

¹¹ Thorsten (2009)

Conclusion

Ces dernières années, le prix du pétrole a connu une très grande volatilité. Depuis le choc pétrolier de 1979, jamais le prix du pétrole n'a subi une véritable envolée suivie par une chute brutale imprévue en moins d'un an. En effet, Le prix du baril a grimpé d'une trentaine de dollars en 2003 à plus de 140 dollars au milieu de l'année 2008 pour diminuer de plus de 100 dollars en quatre mois.

Les cours du prix du pétrole sont, ainsi, sur une courbe assez volatile qui n'est pas sans résultat sur l'économie et les marchés financiers des pays importateurs comme les pays exportateurs de brut. En effet, via son importance, le pétrole échange des effets avec plusieurs marchés dont le plus important est le marché financier. Comme les marchés financiers ont un impact remarquable sur le marché du pétrole, ce dernier affecte aussi les marchés financiers et notamment ceux des pays producteurs.

Notre étude cherche à étudier l'interaction qui existe entre les marchés financiers de quelques pays producteurs de pétrole, le marché du pétrole et le marché financier des Etats Unis qui est le premier importateur de pétrole dans le monde.

Les résultats de l'estimation du modèle GARCH multivariée avec paramétrisation BEKK montre qu'il y a transmission de la volatilité du marché du pétrole aux marchés financiers de tous les pays étudiés. Cependant, l'impact du marché financier Russe sur celui du pétrole semble être le plus important et le plus significatif. Ce résultat s'explique par le fait que la Russie est le premier exportateur d'or noir dans le monde. Le marché financier des Etats Unis affecte directement le marché du pétrole. Mais il a aussi un impact significatif direct sur les marchés financiers du Venezuela et de la Russie et indirect sur le marché financier de l'Indonésie qui n'est pas un partenaire privilégié des Etats Unis et le Koweït dont le marché financier n'est pas vraiment libéralisé et suffisamment intégré à la sphère financière mondiale.

Notre investigation empirique confirme la logique de la transmission de la volatilité entre le marché du pétrole et les marchés financiers des pays exportateurs de pétrole. Nos résultats peuvent se révéler assez utiles dans la construction de modèles de pricing des actifs financiers dans les pays producteurs de pétrole et dans la prédiction des prix futurs et la volatilité de l'or noir.

Finalement on peut conclure qu'il existe une vraie transmission de la volatilité entre les marchés physiques et les marchés financiers des pays producteurs de pétrole. Cette forte interaction s'explique par le fait que le pétrole occupe une position de choix dans l'économie de ces pays et représente une part importante de leurs exportations et donc de leurs revenus. Cependant, la spéculation sur les dérivés du pétrole constitue un lien direct entre le prix du pétrole et le marché financier et joue un rôle important dans le mécanisme de transmission de la volatilité qu'il convient d'isoler et d'analyser dans des travaux ultérieurs.

BIBLIOGRAPHIE

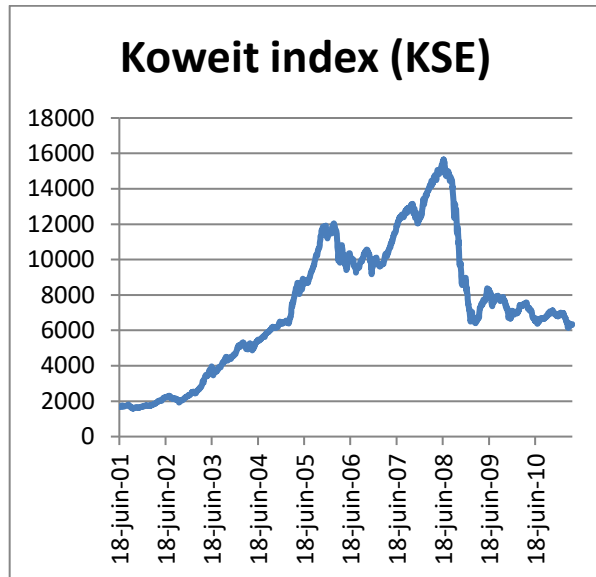
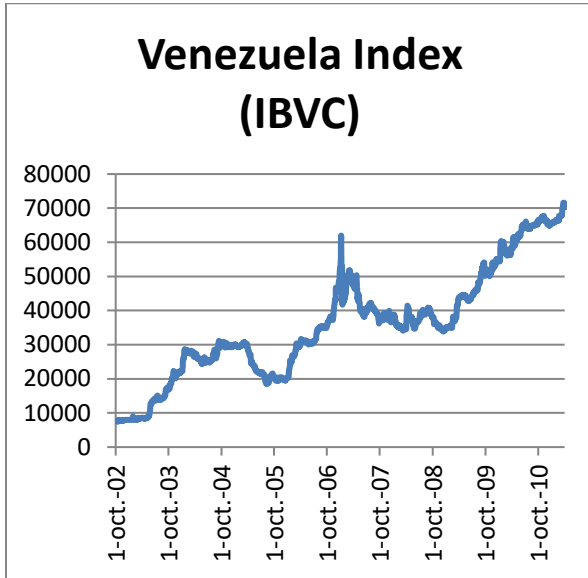
1. Al-Fayoumi, N.A., 2009. « Oil prices and stock market returns in oil importing countries: the case of Turkey, Tunisia and Jordan ». *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences* 16.
2. Arouri, M.E.H., Rault, C., 2010. “Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe, More on the impact of oil prices on stock markets: new evidence from gcc countries”. *Revue économique* 61, 945–959.
3. Bachmeier, L., 2008a. “Monetary policy and the transmission of oil shocks”. *Journal of Macroeconomics* 30, 1738–1755.
4. Basher, S.A., Sadorsky, P., 2004. “Oil price risk and emerging stock markets”. *Global International Finance* 17-4, 224-251.
5. Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J.V.K., 2006. “Multivariate GARCH models: a survey”. *Journal of Applied Econometrics* 21, 79–109.
6. Bzdresch, S., Werner, A.M., 2001. “Contagion of International Financial Crises: the case of Mexico”. In: *International Financial Contagion*. Springer, Boston, MA, pp. 301–328.
7. Chen, S.-S., 2010. “Do higher oil prices push the stock market into bear territory?” *Energy Economics* 32, 490–495.
8. Chevalier, J.-M., Chalmin, P., D’Autume, A., Artus, P., 2010. “Les effets d’un prix du pétrole élevé et volatil”. La Documentation française.
9. Choi, K., Hammoudeh, S., 2010. “Volatility behavior of oil, industrial commodity and stock markets in a regime-switching environment”. *Energy Policy* 38, 4388–4399.
10. Cologni, A., Manera, M., 2008. “Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries”. *Energy Economics* 30, 856–888.
11. Edwards, S., Susmel, R., 2001. “Volatility dependence and contagion in emerging equity markets”. *Journal of Development Economics*, 12th Interamerican Seminar on Economics 66, 505-532.
12. Engle, R.F., 2001. “GARCH 101: An Introduction to the Use of Arch/Garch Models in Applied Econometrics”. *Journal of Economics Perspectives* 15-4,157-168.
13. Forbes, K., Rigobon, R., 2001. “Measuring Contagion: conceptual and empirical issues, in: *International Financial Contagion*”. Springer, Boston, MA, pp. 43–66.
14. Hamao, Y., Masulis, R.W., Ng, V., 1990. “Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets”. *The Review of Financial Studies* 3, 281–307.
15. Hamilton, J.D., 2009. “Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08”. *Brookings Papers on Economic Activity* 40, 215–283.
16. Hammoudeh, S, Aleisa, E, 2002. “Relationship between Spot/Futures Prices of Crude Oil. and Equity Indices for the Oil-Producing Economies and US Oil-Related Industry”. *Arab Economic*

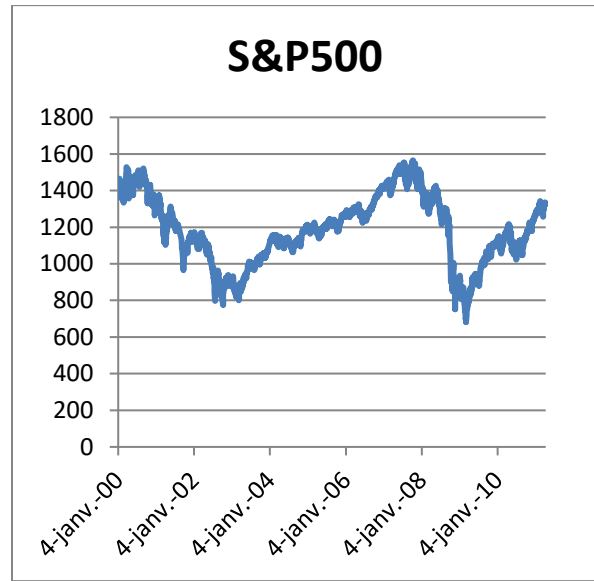
Journal, Vol. 11 no. 27, 37–62.

17. Hammoudeh, S., Choi, K., 2006. “Behavior of GCC stock markets and impacts of US oil and financial markets”. *Research in International Business and Finance* 20, 22–44.
18. Imarhiagbe Samuel, 2010. “Impact of Oil Prices on Stock Markets: Empirical Evidence from Selected Major Oil Producing and Consuming Countries”. *Global Journal of Finance and Banking Issues* Vol. 4. No. 4. 201 15–31.
19. Jalilov, M., Miyakoshi, T., 2005. “Who Drives the Russian Financial Markets?”. *The Developing Economies* 43, 374–395.
20. Jones, C.M., Kaul, G., 1996. “Oil and the Stock Markets”. *The Journal of Finance* 51, 463–491.
21. Kilian, L., Park, C., 2009. “The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market”. *International Economic Review* 50, 1267–1287.
22. King, M.A., Wadhvani, S., 1990. “Transmission of Volatility between Stock Markets”. *The Review of Financial Studies* 3, 5–33.
23. Malik, F., Ewing, B., 2009. “Volatility transmission between oil prices and equity sector returns”. *International Review of Financial Analysis* 18, 95–100.
24. Malik, F., Hammoudeh, S., 2007. “Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets”. *International Review of Economics & Finance* 16, 357–368.
25. Moatti, S., 2006. “A qui profite l’argent du pétrole ?”. *Alternatives économiques* n°247, 6–6.
26. Nandha, M., Faff, R., 2008. “Does oil move equity prices? A global view”. *Energy Economics* 30, 986–997.
27. Nestmann Thorsten, 2009. “US-Russia economic relations”. *Deutsche Bank Research*. International topics working paper.
28. Park, J., Ratti, R.A., 2008. “Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries”. *Energy Economics* 30, 2587–2608.
29. Reinhart, C., Calvo, S., 1996. “Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?” (No. 7124), MPRA Paper. University Library of Munich, Germany.
30. Sadorsky, P., 1999. “Oil price shocks and stock market activity”. *Energy Economics* 21, 449–469.
- Silvennoinen, A., Teräsvirta, T., 2009. “Multivariate GARCH Models, in: Handbook of Financial Time Series”. Springer, Berlin, Heidelberg, pp. 201–229.
31. Wei, C., 2003. “Energy, the Stock Market, and the Putty-Clay Investment Model”. *The American Economic Review* 93, 311.

Annexe

1. Les séries de données





2. Log du rendement: $R_{i,t} = \ln(P_{i,t} / P_{i,t-1})$

