



HAL
open science

La modélisation de la dynamique des volatilités et des corrélations entre les prix des matières premières et les rendements boursiers

Sami Mestiri, Sabine Abdelghani

► To cite this version:

Sami Mestiri, Sabine Abdelghani. La modélisation de la dynamique des volatilités et des corrélations entre les prix des matières premières et les rendements boursiers. 2021. <hal-03432761>

HAL Id: hal-03432761

<https://hal.science/hal-03432761v1>

Preprint submitted on 17 Nov 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

LA MODÉLISATION DE LA DYNAMIQUE DES VOLATILITÉS ET DES CORRÉLATIONS ENTRE LES PRIX DES MATIÈRES PREMIÈRES ET LES RENDEMENTS BOURSIERS

Sami Mestiri¹ et Sabrine Abdelghani

*Unité de recherche EAS-Mahdia
Faculté des sciences économiques et de gestion de Mahdia,
Université de Monastir, Tunisie.*

Résumé : L'objectif de ce papier est d'étudier la dynamique des volatilités et des corrélations entre le rendements du marché boursier tunisien et les prix des matières premières au cours de la période 2006-2016. Nous avons utilisé le modèle DCC-GARCH pour déterminer la meilleure stratégie de couverture d'un portefeuille contre le risque d'une évolution défavorable des prix sur le marché.

Les résultats empiriques montrent que la volatilité du marché tunisien peut être influencée non seulement par ses propres valeurs passées ou par les chocs intérieurs mais aussi par les chocs passés provenant des marchés des matières premières internationaux. En plus nous avons conclu que, le portefeuille sélectionné par un investisseur tunisien doit être composé principalement des actifs boursiers plutôt que des matières premières.

Mots clé : volatilité, dynamique des corrélations, DCC-GARCH, GARCH multivarié, stratégie de couverture, poids de portefeuille optimal.

Abstract : In this paper, our objective is to study dynamic of volatilities and correlations between the return of Tunisian stock market and commodity prices over the period 2006-2016. We used the DCC-GARCH model to determine the best strategy for hedging a portfolio against the risk of unfavorable price movements in the market.

The empirical results show that the volatility of the Tunisian market can be influenced not only by its own past values or by domestic shocks but also by past shocks from international commodity markets. In addition we concluded that, the portfolio selected by a Tunisian investor should be composed mainly of stock assets rather than commodities.

Key words : volatilities, dynamics of correlation, DCC-GARCH, multivariate GARCH, hedging strategy, optimal portfolio weight.

1. Email :mestirisami2007@gmail.com

1 Revue de littérature

La notion de dynamique des marchés financiers est un phénomène économique complexe dans lequel la volatilité des prix joue un rôle important dans la plupart des problèmes abordés par la théorie financière. Dans cette optique, plusieurs modèles ont été développés pour modéliser la volatilité qui se définit comme étant la fluctuation de la valeur d'un actif autour de sa moyenne. En effet, les modèles classiques développés au cours des années soixante-dix pour modéliser la volatilité en se fondant sur l'hypothèse de normalité ont rapidement montré leurs limites. Ils sont utiles pour décrire le rendement, mais insuffisants dans le sens où ils ne donnent aucune indication sur le risque, car ils supposent que la variance est constante. Cependant, les prix spéculatifs ont une volatilité variable au cours du temps.

Pour pallier aux imperfections enregistrées au niveau des modèles classiques, des nouveaux modèles ont été proposés par Engle en 1982, ce sont les modèles ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedastic). Les modèles ARCH sont par la suite généralisés par Bollerslev en 1986 (GARCH). Ces modèles ont le principal avantage de prendre en compte principalement la dynamique temporelle variable de la volatilité (l'hétéroscédasticité). Également, la leptokurticité des rendements traduisant un excès de Kurtosis . Cet excès de Kurtosis est l'un des indicateurs de la non-normalité.

L'évolution de ces modèles ne s'arrête pas là. Des nouvelles classes de modèles GARCH seront mises en place notamment après avoir constaté empiriquement que les modèles ARCH et GARCH sont des modèles symétriques. Cependant, la réaction de la volatilité à un choc sur les rendements peut être différente selon le signe du choc. Plusieurs extensions proposent des spécifications asymétriques des modèles GARCH. Ce phénomène d'asymétrie signifie que les mauvaises nouvelles tendent à faire augmenter la volatilité avec une ampleur plus importante que les bonnes nouvelles. Les modèles GARCH ont été développés également dans le cadre multi-varié. Ils permettent d'analyser à la fois les corrélations dynamiques des rendements et la transmission de la volatilité d'un marché à un autre, surtout en période de turbulences financières.

Le modèle DCC-GARCH introduit par Engle (2002) a été utilisé pour modéliser les volatilités et les corrélations conditionnelles entre les marchés boursiers des pays émergents et le prix du pétrole, du l'Or, du VIX et les obligations (Basher (2016)). Le modèle DCC-GARCH a été utilisé généralement pour étudier les relations de corrélation conditionnelle entre les marchés financiers et les marchés des matières premières (Pétrole, Alimentaires, Or). Il a été utilisé pour examiner la relation entre le marché pétrolier et le marché boursier de six pays exportateurs

et importateurs du pétrole (Filis (2011)). Aussi, ce modèle a été appliqué pour analyser la dynamique de la volatilité entre les cours des actions au Ghana et au Nigeria et les prix de pétrole (Lin (2014)).

Hafner (2003) a introduit une formulation GDCC(Generalized DCC) qui autorise une dynamique spécifique de corrélation entre les titres. Par la suite, Cappiello (2006) ont incorporé un mécanisme d'asymétrie dans le modèle DCC. Ce modèle a été utilisé pour étudier la présence du mécanisme d'asymétrie dans les marchés boursiers (Basher(2016)). De plus, un modèle GO-GARCH a été proposé par Vander and Weide (2002) comme une généralisation de l'orthogonale. Un modèle VAR-GARCH a été proposé par Ling (2003) pour étudier l'interdépendance et la transmission des rendements et des volatilités entre les marchés. Ce modèle a été utilisé dans plusieurs études [voir Chan (2005); Hammoudeh (2009); Arouri (2011); Mensi (2013)]. Ces modèles ont été appliqués pour analyser le mécanisme de transmission internationale des rendements et des volatilités entre les marchés pétroliers et les marchés boursiers [voir Karolyi (1995); Agren (2006); Malik (2007); Malik (2009); Hasan (2012)].

L'investisseur cherche toujours à optimiser son portefeuille en réduisant le risque d'une variation négative inattendue des cours des actions. Il peut également diversifier son portefeuille en introduisant des actions d'autres marchés internationaux. La sélection d'un portefeuille optimal d'actifs est un sujet d'intérêt majeur dans le domaine de la finance. Il a été développé par Markowitz (1952) suite à ses travaux sur la quantification et la diversification du risque.

Plusieurs approches existent pour déterminer le ratio de couverture optimal qui minimise le risque tels que l'approche des moindres carrés ordinaire (MCO), et l'approche d'hétéroscédasticité conditionnelles autorégressive généralisé (GARCH). Nous avons choisi l'approche d'hétéroscédasticité conditionnelle autoregressive et plus particulièrement le modèle DCC-GARCH. Cette approche a été utilisée fréquemment dans la littérature et par plusieurs chercheurs tels que [Baillie (1991); Kroner (1993); Brooks (2002); Hassan (2007)] et le plus récent, celle de [Arouri (2011); Sadorsky (2012); Arouri (2013); Mensi (2013)].

Dans cet article, nous montrons l'existence des corrélations dynamique entre les prix des matières premières et les rendements boursiers. L'objectif est de montrer que, lorsqu'il y a un choc sur la volatilité sur un marché boursier donné, les effets de ce choc se transmettraient aux autres marchés. Les études portant sur la relation entre les marchés des matières premières et les marchés boursiers sont multiples. Les résultats ont montré que la corrélation conditionnelle est toujours

significative (Chang (2013)). Une augmentation de corrélations dynamiques a été constaté dans une étude sur la contagion de la crise de subprime sur dix marchés boursiers des pays développés et émergents (Hemche (2016)).

Nous commençons par présenter le modèle DCC-GARCH. Ensuite, nous appliquons ce modèle pour analyser les corrélations conditionnelles dynamiques entre l'indice boursier Tunindex et les prix des matières premières. Enfin, nous déterminons la stratégie de couverture optimale permettant de réduire le risque.

2 Le modèle DCC-GARCH

Le modèle GARCH à corrélation conditionnelle dynamique est une approche récente qui permet de modéliser à la fois les variances et les corrélations conditionnelles de plusieurs séries. Il a été proposé par Engle (2002) afin de remédier au problème du modèle CCC-GARCH où la matrice de corrélations conditionnelles R est constante devient dynamique. Le modèle DCC-GARCH est le suivant :

$$H_t = D_t R_t D_t$$

La matrice H_t des variances covariances conditionnelles est divisée en deux matrices. La matrice diagonale D_t des écarts types et la matrice des corrélations conditionnelles R_t varient dans le temps .

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{h_{NN,t}} \end{bmatrix}$$

$$R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \cdots & \rho_{1N,t} \\ \rho_{21,t} & 1 & \cdots & \rho_{2N,t} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{N1,t} & \rho_{N2,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

La matrice des variances covariances conditionnelles H_t doit être positive définie. Alors, il faut assurer la positivité des D_t et R_t . En effet, la matrice D_t est toujours positive puisque $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{1,t}}, \sqrt{h_{2,t}}, \dots, \sqrt{h_{N,t}})$. Cependant, la matrice R_t doivent être compris entre 0 et 1 car elle contient des corrélations.

La matrice R_t des corrélations conditionnelles varient dans le temps et décomposé en deux matrices :

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

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha_{DCC}\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1} + \beta_{DCC}Q_{t-1}$$

$$\bar{Q} = cov(\varepsilon_t\varepsilon'_t) = E(\varepsilon_t\varepsilon'_t)$$

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11,t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22,t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & & \sqrt{q_{nn,t}} \end{bmatrix}$$

où : Q_t : une matrice symétrique et définie positive de dimension $n \times n$,

\bar{Q} : la covariance non conditionnelle des résidus standardisés obtenue par les GARCH univariés,

α et β : sont des paramètres à estimer, la somme de ces coefficients doit être inférieure à un pour respecter la positivité de la matrice Q_t .

Pour assurer que la matrice H_t définie positive il faut que :
 $\alpha_{DCC} \geq 0$; $\beta_{DCC} \geq 0$ et $\alpha_{DCC} + \beta_{DCC} < 1$

Le modèle DCC permet de garder un nombre raisonnable des paramètres à estimer tout en tenant compte de la variation temporelle des corrélations entre les variables. D'une manière générale, l'estimation des paramètres se fait en deux étapes. La première étape consiste à estimer la variance conditionnelle avec un modèle GARCH univarié. Dans la deuxième étape, on utilise les résidus standardisés obtenus dans la première étape pour estimer les paramètres de la matrice des corrélations dynamiques.

3 La stratégie de la couverture à l'aide d'un modèle GARCH multivarié

Compte tenue des fluctuations des prix et de transmission des volatilités entre les marchés, nous allons traiter la stratégie de couverture dynamique basé sur les modèles GARCH de type multivarié. Ces modèles permettent de capter l'évolution dynamique de la matrice de variance-covariance des rendements. Les paramètres de cette matrice seront pris en compte dans la détermination du portefeuille optimale.

Notant que :

W^* : La pondération optimale et

β^* : Le ratio de couverture optimale.

Le rendement d'un portefeuille est donné par :

$$r_{P,t} = (1 - w)r_{i,t} + wr_{j,t}$$

avec :

$r_{P,t}$: Le taux du rendement du portefeuille du marché,

$r_{i,t}$: Le taux du rendement de l'actif i au période t,

$r_{j,t}$: Le taux du rendement de l'actif j au période t,

$(1 - w)$: Poids du montant investi et

w : Poids de l'indice j dans le portefeuille.

D'une manière générale, le risque de ce portefeuille peut être quantifié par la variance qui est donné par :

$$h_{P,t} = (1 - w)^2 h_{i,t} + w^2 h_{j,t} + 2(1 - w)w h_{ij,t}$$

avec :

$h_{p,t}$: La variance de portefeuille,

$h_{i,t}$: La variance conditionnelle des rendements de l'actif i,

$h_{j,t}$: La variance conditionnelle des rendements de l'actif j et

$h_{ij,t}$: La covariance conditionnelle entre les rendements de deux actifs i et j.

Nous savons bien que la variance conditionnelle $h_{p,t}$ doit être minimale pour avoir le meilleur portefeuille. $h_{p,t}$ est minimale si :

$$\begin{cases} \frac{\partial h_p}{\partial w} = 0 \\ \frac{\partial^2 h_p}{\partial w^2} > 0 \end{cases}$$

$$\frac{\partial h_p}{\partial w} = -2(1-w)h_{i,t} + 2wh_{j,t} + 2h_{ij,t} - 4wh_{ij,t} = -2h_{i,t} + 2wh_{i,t} + 2wh_{j,t} + 2h_{ij,t} - 4wh_{ij,t}$$

$$2h_{i,t} - 2h_{ij,t} = (2h_{i,t} + 2h_{j,t} - 4h_{ij,t}) w$$

$$w = \frac{2h_{i,t} - 2h_{ij,t}}{2h_{i,t} + 2h_{j,t} - 4h_{ij,t}}$$

$$w_{ij} = \frac{h_{i,t} - h_{ij,t}}{h_{i,t} + h_{j,t} - 2h_{ij,t}}$$

$$\text{A condition que } w^* = \begin{cases} 0 & \text{si } w_{ij,t} < 0 \\ w_{ij,t} & \text{si } 0 \leq w_{ij,t} \leq 1 \\ 1 & \text{si } w_{ij,t} > 1 \end{cases}$$

La détermination de w^* demande l'estimation des variances conditionnelles et de la corrélation conditionnelle.

A l'optimum, le rendement de portefeuille est égal à :

$$r_{P,t} = (1 - w^*) r_{i,t} + w^* r_{j,t}$$

Et la variance minimale est égale à :

$$h_{P,t} = (1 - w^*)^2 h_{i,t} + w^{*2} h_{j,t} + 2(1 - w^*) w^* h_{ij,t}$$

Le ratio de couverture β^* est égal à :

$$\beta^* = \frac{h_{ij,t}}{h_{j,t}} = \frac{\text{cov}(R_i, R_j)}{V(j)}$$

Le ratio de couverture dépend du degré de couverture entre les variations de prix d'un actif à couvrir et du contrat à terme de matières premières.

4 Méthodologie et variables utilisées

Après la présentation du modèle DCC-GARCH, nous appuyons sur un exemple précis à savoir l'étude des volatilités et des corrélations dynamiques entre le marché boursier tunisien et les prix des matières premières. Pour cela nous commençons tous d'abord par une analyse des statistiques descriptives de nos séries des prix et des rendements et aux différents tests de normalité. Ensuite, nous passons à l'estimation du modèle DCC-GARCH qui sera estimé en deux étapes : La première étape consiste à faire une estimation du modèle GARCH univarié, et en deuxième étape on utilise les résidus standards de série univariée pour estimer les corrélations conditionnelles.

4.1 Propriétés statistiques des variables de l'étude

Afin d'être au plus près de la dynamique des séries, notre étude porte sur des données journalières et couvre la période du 02 janvier 2006 au 31 décembre 2016. La période retenue a été choisie de manière à disposer d'une base de données assez large. Cette dernière pourrait rendre compte de la pertinence des résultats. La période retenue a été caractérisée par une instabilité mondiale suite aux successions des crises : crise financière mondiale, successions des attentats terroristes, les révolutions (Tunisienne, libyenne, syrienne).

Nous avons considéré au cours de notre étude le principal indice boursier tunisien : l'indice Tunindex. Nous avons choisi trois indices de prix de matières premières énergétiques à savoir le pétrole (WTI, Brent) et le gaz naturel. Également trois indices de prix des matières premières alimentaires qui sont le blé, le maïs et le riz. Ces indices ont été utilisés dans plusieurs recherches pour étudier le mécanisme de transmission de la volatilité entre le marché des matières premières et les marchés boursiers.

TABLE 1 – Propriétés statistiques des rendements journaliers des indices boursier

	Tunin	Wti	Brent	Gaz	Blé	Maïs	Riz
Min	-5.001	-25.160	-17.390	-27.840	-4.498	-7.594	-7.944
Max	4.103	19.130	12.280	39.010	5.841	7.832	8.195
Moy	0.043	-0.0057	-0.0038	-0.0349	0.0061	0.018	0.010
Écart-type	0.570	2.590	2.300	4.1136	1.0018	1.453	0.568

D'après le tableau (1), nous constatons que le rendement moyen le plus faible est attribué à l'indice de pétrole (Brent) avec un moyen de -0,38%, tandis que l'indice Tunindex exhibe le rendement moyen le plus élevé (+4,3%). Le rendement maximal varie de 4.1% aux 39% alors que le rendement minimal varie entre -27% au -4.5%. L'écart important mesuré entre la valeur maximale et la valeur minimale pour chaque série peut être interprété comme une indication sur l'amplitude des pertes sur chaque marché.

Les résultats montrent aussi, que le Gaz Naturel est la série la plus volatile avec un écart-type le plus élevé (+4.11). En revanche, le Riz constitue la matière première la moins volatile en affichant un écart-type le moins élevé (0.56). L'indice Tunindex possède aussi un risque moins élevé d'un écart-type de 0,57.

le tableau 3.2 donne les coefficients des différents tests de normalité :

TABLE 2 – Test de normalité sur les rendements

	Tunin	Wti	Brent	Gaz	Blé	Maïs	Riz
Skewness	-0.5584	-0.110	-0.141	0.701	0.169	-0.156	1.642
Kurtosis	11.5631	8.311	5.017	11.790	2.720	2.612	61.171
Jarque Bera	5259.404	965.548	233.760	830.960	367.665	509.942	2396423
P.value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

L'étude de la normalité de la distribution des rendements est testée à partir de la statistique du Skewness, Kurtosis et du test du Jarque Bera. Théoriquement, le coefficient d'asymétrie (Skewness $S = \frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{\mu}_t)^3}{\sigma^3}$) est le moment centré d'ordre 3. Il mesure le degré d'asymétrie d'une distribution autour de sa moyenne. Le coefficient d'aplatissement (Kurtosis $= \frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{\mu}_t)^4}{\sigma^4}$) est le moment centré d'ordre 4. Il mesure le degré d'aplatissement d'une distribution. Le test de Jarque Bera $JB = \frac{1}{6} (S^2 + \frac{1}{4}(K - 3)^2)$ est un test de normalité effectué sur les résidus. Ce test conjugue les deux coefficients d'asymétrie et d'aplatissement afin de vérifier la normalité.

Enfin, pour vérifier la normalité, le test de Jarque-Bera conjugue les deux coefficients précédents de Kurtosis et de Skewness. D'après le table (2), pour les séries de rendement, la statistique du test est très élevée avec une probabilité nulle. Cela nous ramène à rejeter l'hypothèse de normalité et confirmer que les rendements s'écartent significativement de la loi normale et suivent des distributions leptokurtiques. L'hypothèse nulle de normalité à tous les niveaux des seuils de confiance a été rejetée .

4.2 Estimation du modèle GARCH(1,1)

Les résultats de chaque spécification GARCH(1,1) univarié pour les séries des rendements de l'ensemble des variables sont présentées au niveau du tableau 3. L'estimation des paramètres est faite par la méthode de maximum de vraisemblance.

Nous constatons que, pour chaque modélisation GARCH(1,1), le paramètre β est proche de un et la somme des deux paramètres α et β est inférieur à un. Ceci signifie que la variance est très persistante pour les différents rendements étudiés. Plus la somme $\alpha + \beta$ est proche de l'unité, plus la volatilité persiste dans le temps.

Après l'obtention des estimations des GARCH(1,1) univarié, l'étape suivante de notre travail consiste à récupérer les résidus standardisés des GARCH(1,1) pour estimer les corrélations conditionnelles dynamiques (DCC).

TABLE 3 – Estimation des paramètres du modèle GARCH(1,1)

Param.	Tunin	Wti	Brent	Gaz	Blé	Maïs	Riz
μ	0.038*** (0.008)	0.030 (0.034)	0.114 (0.031)	-0.036 (0.053)	-0.227 (0.016)	0.006 (0.022)	-0.017* (0.007)
ω	0.034*** (0.005)	0.058** (0.019)	0.011* (0.004)	0.223*** (0.051)	0.009** (0.003)	0.013*** (0.004)	0.021*** (0.003)
α	0.261*** (0.027)	0.092*** (0.014)	0.050*** (0.006)	0.114*** (0.011)	0.052*** (0.007)	0.055*** (0.007)	0.139*** (0.021)
β	0.642*** (0.035)	0.902*** (0.014)	0.948*** (0.006)	0.877*** (0.010)	0.938*** (0.008)	0.939*** (0.007)	0.793*** (0.026)
$\alpha + \beta$	0.903	0.995	0.999	0.991	0.991	0.995	0.932

Les valeurs de l'écart type sont indiquées entre parenthèse

Seuil de significativité : *** (1%), ** (5%), *(10%) du rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité

4.3 Estimation du modèle DCC-GARCH(1,1)

En se limitant au cas d'un GARCH (1,1), le modèle DCC-GARCH(1,1) s'écrit sous la forme :

$$h_{11,t} = \alpha_{01} + \alpha_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_{11}h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = \alpha_{02} + \alpha_{21}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_{21}h_{22,t-1}$$

Nous allons commencer par analyser l'interaction entre l'indice boursier Tunindex et les différents indices des matières premières. L'actif 1 étant l'indice Tunindex et l'actif 2 est l'un des autres indices.

TABLE 4 – Estimation des paramètres du modèle DCC-GARCH : Tunindex

Paramètres	Wti	Brent	Gaz	Blé	Maïs	Riz
α_{DCC}	0.009 (0.016)	0.000 (0.00007)	0.000 (0.0004)	0.000 (0.002)	0.0007 (0.001)	0.033 (0.035)
β_{DCC}	0.235 (0.431)	0.894 (0.155)	0.905 (0.187)	0.946 (1.114)	0.993 (0.009)	0.326 (0.352)
$\alpha_{DCC} + \beta_{DCC}$	0.244	0.894	0.905	0.946	0.9937	0.359

En analysant le tableau 4 exhibant les paramètres de l'estimation du modèle DCC-GARCH(1,1) pour l'indice Tunindex et les différents indices de matières premières, nous remarquons que les coefficients des corrélations conditionnelles trouvés sont significatifs. Les coefficients α_{DCC} et β_{DCC} représentent les paramètres des corrélations conditionnelles. Nous avons un coefficient α_{DCC} faible et proche de 0 pour le cas de WTI, Maïs et Riz, et égale à zéro pour le reste des variables.

Le coefficient β_{DCC} montre le degré de corrélation conditionnelle entre les deux indices. Nous remarquons que le coefficient β_{DCC} de l'indice Brent, Gaz, Blé et Maïs ont une valeur proche de l'unité. D'où l'existence d'une forte corrélation conditionnelles de ces variables avec l'indice Tunindex. Cependant, l'indice WTI et le Riz ont un coefficient β_{DCC} faible, donc sont moins corrélé avec l'indice Tunindex.

La persistance de la corrélation conditionnelle est calculée à partir de la somme de α_{DCC} et β_{DCC} . Nous avons trouvé un niveau de persistante très important avec des valeurs proches de l'unité. Les résultats trouvés dans notre analyse sont similaire aux résultats trouvés dans les travaux empiriques de Hammoudeh (2009). Eux aussi ont trouvé que le coefficient α_{DCC} est faible et proche de zéro et le coefficient β_{DCC} est proche de 1.

L'examen de ces graphiques de la figure 1 montre l'évolution de la corrélation dynamique à travers le temps pour chaque matière première avec l'indice boursier Tunindex. Les graphiques nous renseignent sur une corrélation très volatile sur toute la période et pour toutes les matières premières. La corrélation enregistre des faibles niveaux durant la période de la crise financière (2007-2009) pour toutes les matières premières. En effet, durant la période de crise, les indices boursiers perdent leurs liens avec les matières premières pendant une courte période.

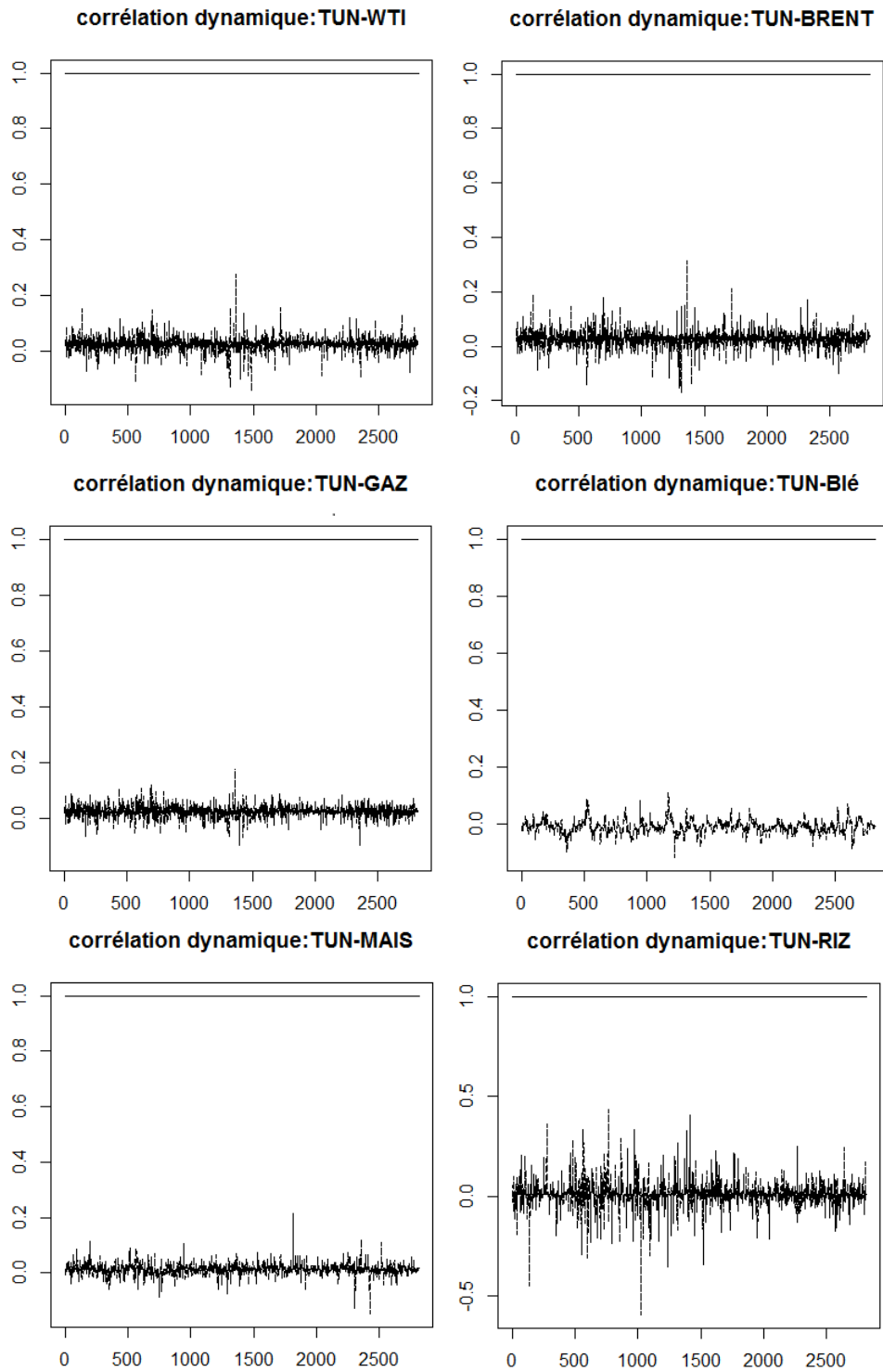
Les graphiques montrent aussi que les corrélations exhibent des niveaux plus importants qu'après les crises, et ce pour la plupart des matières premières. Elles enregistrent des corrélations négatives pendant la période de crise. D'une manière générale, une augmentation dans les prix des matières va accroître les coûts de production, menant par la suite à une baisse des profits et des dividendes des actionnaires. Une fois que les prix augmentent, la corrélation avec les indices boursiers accroît à son tour.

Également, les graphiques montrent que la corrélation dynamique entre l'indice Tunindex et les deux indices du pétrole (WTI et Brent) varient dans l'intervalle -0.2 et +0.3 sur toute la période. La corrélation enregistre des valeurs négatives durant la période de la crise financière de 2007 suivie par des corrélations fortes et positives. Les variations recommencent de nouveau à partir de 2011 par des corrélations négatives.

Le graphique de la corrélation dynamique entre Tunindex et le gaz naturel montre que les corrélations ont un mouvement haussier et baissier entre -0.1 et +0.1. Nous remarquons ainsi que la corrélation enregistre en 2007 et en 2011 des valeurs négatives.

Nous avons bien remarqué que pour le cas du Blé et du Maïs, les corrélations varient dans un intervalle compris entre -0.1 et +0.1 avec des faibles tendances à

FIGURE 1 – Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements de l'indice Tunindex et les matières premières énergétiques et agricoles



la hausse et à la baisse. Nous observons ainsi un pic haussier des corrélations pour le Maïs durant l'année 2008 et deux pics baissiers entre 2011 et 2013 mais qui ne semble pas persistant. Tandis que pour le Riz, nous observons des corrélations à la hausse et à la baisse et qui varient entre -0.5 et +0.5.

5 La stratégie de couverture

Après avoir analysé la dynamique de la volatilité et des corrélations, nous allons par la suite déterminer les pondérations optimales et le ratio de couverture d'un portefeuille contre le risque de variations défavorable des prix. A ce stade, nous considérons un portefeuille couvert composé de l'indice tunindex et des matières premières alimentaires ou bien énergétiques. Un investisseur tunisien cherche à se protéger contre toute variation défavorable du cours boursier en investissant dans un actif du marché des produits premiers internationaux. Son objectif est de minimiser le risque de son portefeuille tout en conservant le même rendement attendu.

TABLE 5 – Les moyennes des pondération W^* et les moyennes des ratios de couverture β^*

	Wti/Tun	Brent/Tun	Gaz/Tun	Blé/Tun	Maïs/Tun	Riz/Tunin
W^*	0.06195	0.07612	0.03248	0.23530	0.14177	0.54688
β^*	0.11697	0.12166	-0.05407	-0.03906	-0.04281	0.00293

Le tableau 5 indique les valeurs moyennes des poids pour chaque portefeuille à l'aide des modèles GARCH multivarié sous la version DCC. Ces résultats montrent comment les acteurs du marché peuvent utiliser les modèles GARCH pour prendre des décisions optimales d'allocation des portefeuilles.

Les moyennes de w^* pour les différents portefeuilles sont inférieurs à 50% sauf dans le cas de portefeuille Riz / Tunindex (+50%). Ceci indique que dans la plupart des cas le portefeuille à sélectionner doit être composé principalement par des actifs boursiers et avec une proportion importante. Cela peut être expliqué par la volatilité assez faible sur le marché boursier tunisien par rapport à la forte volatilité des prix des matières premières internationales.

Maintenant, si l'objectif de notre investisseur est de couvrir de manière optimale contre le risque, donc, il devrait prendre une position appropriée sur le nouveau marché pour minimiser le risque de son portefeuille. Ce ratio de couverture permet de minimiser le risque. Si on considère un portefeuille qui se compose par deux actifs (Matières premières et l'indice Tunindex), le risque est minimal si une position longue (Achat) d'un dinar tunisien sur le marché de matière première peut être couverte par β dans le marché du deuxième actif (Tunindex).

D'après le tableau 5, nous constatons que les valeurs moyennes de ratio de couverture sont faibles. Les ratios des couvertures optimales moyennes sont généralement faibles et ne dépassent pas 0.2 (Arouri (2013)). Les ratios de couverture sont généralement faibles, ce qui suggère que l'efficacité de la couverture des marchés de matières premières et les marchés boursiers est assez bonne (Mensi (2013)). Ces faibles valeurs indiquent que le risque d'investissement en action peut être couvert par une prise de position sur les marchés à terme des matières premières.

Nous considérons par exemple l'efficacité de la couverture de portefeuille composé de l'indice Tunindex et de WTI, qui a un ratio de couverture de 0.116. Ceci signifie que la stratégie de couverture consiste à prendre une position longue (Achat) d'un dinar sur le marché de pétrole (Wti) qui devrait être couvert par une position courte de 196% sur le marché d'action. Le ratio de couverture moyenne entre le Brent et Tunindex vaut de 0,12 ce qui implique qu'une position longue de 1 dinar dans le Brent peut être couverte par une position courte de 12% dans le marché boursier tunisien.

Les résultats confirment l'opinion selon laquelle l'introduction des matières premières dans un portefeuille diversifié augmente la performance ajustée au risques. Les résultats trouvés sont confirmés et similaires à ceux trouvés dans les études empiriques de Hassan (2007) Arouri (2011) et Mensi (2013).

6 Conclusion

Analyser et comprendre les comportements des marchés boursiers dépendent de plusieurs éléments. Depuis longtemps, ces marchés sont caractérisés par une forte volatilité qui ne cesse d'augmenter année après année suite aux propagations des Krachs et des crises qu'a connu le monde.

La modélisation de la volatilité est un problème assez délicat. Nous avons vu que la volatilité des marchés boursiers varie d'un jour à un autre, et d'un marché à un autre. De plus, la volatilité semble présenter une dépendance temporelle, à plus ou moins long terme.

Au cours de notre étude, nous avons utilisé le modèle DCC pour modéliser la dynamique de la volatilité et des corrélations entre le prix des matières premières et le rendement de l'indice boursier Tunindex. Les résultats confirment les travaux empiriques concernant la présence d'asymétrie dans les volatilités de nos indices. En effet, la volatilité des rendements semblent réagir plus fortement aux mauvaises nouvelles. Ainsi, le régime de volatilité est plus fort dans les périodes des crises.

La réaction de la volatilité et des corrélations à un choc sur les rendements peut être différente selon le signe et l'amplitude du choc. La volatilité des rendements a tendance à augmenter davantage à l'annonce d'une mauvaise nouvelle qu'une bonne nouvelle. Il est vérifié que des périodes calmes avec une volatilité faible succèdent à des périodes plus agitées avec une volatilité plus importante. Les corrélations entre les marchés boursiers varient dans le temps et se diffèrent d'un marché à un autre et elles tendent à augmenter en période de baisse.

Les résultats de nos estimations montrent que la volatilité du marché tunisien peut être influencée non seulement par ses propres valeurs passées ou par les chocs intérieurs mais aussi par les chocs passés provenant des marchés internationaux.

Également, les résultats montrent que la corrélation enregistre ses plus faibles niveaux durant la période des crises. La baisse de la corrélation pendant la période de crise peut être expliquée par l'augmentation des risques de marché qui incitent les investisseurs à utiliser les matières premières comme des instruments de refuge.

Nous avons également examiné les pondérations optimales et les ratios de couverture pour un portefeuille composé d'action et de matières premières. Les résultats ont montré l'importance d'ajouter des matières premières à un portefeuille diversifié d'actions. Ils permettent d'améliorer sa performance globale de rendement ajustée au risque. Pour minimiser le risque pour un investisseur tunisien, il devrait avoir plus d'actions que de matières premières dans ses portefeuilles.

Les résultats et la méthodologie de notre travail offrent plusieurs pistes de recherche. En effet, la méthodologie peut être utilisée pour étudier les effets des autres matières premières sur les rendements boursiers. Elle peut également savoir son impact sur l'économie en général. Ainsi, des études futures peuvent s'intéresser à appliquer la théorie des copules pour améliorer la qualité de la modélisation.

Bibliographie

- [1] Arouri M, Lahiani A and Nguyen D.K. (2011) « Returns and volatility transmission between world oil prices and stock market of the GCC countries ». *Economic Modelling* , vol.28, p.1815-1825.
- [2] Arouri M, Lahiani A and Nguyen D.K. (2013) « World gold prices and stock returns in China : insights for hedging and diversification strategies ». *Economic Modelling* , vol.44, p.273-282.
- [3] Agren M. (2006) « Does oil price uncertainty transmit to stock markets? ». Working Paper, Department of Economics, Uppsala University 2006 :23.

- [4] Bollerslev T. (1986) « Generalized autoregressif conditional heteroskedasticity » *Journal of Econometrics*, vol.31, p.307-327.
- [5] Bollerslev T. (1990) « Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates : Amultivariate generalized ARCH model ». *Review of Economics and Statistics*, vol.72, p.489-505.
- [6] Engle R.F. (2002) « Dynamic Conditional Correlation. A Simple Class of Multivariate GARCH Models ». *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.20, p. 339–350.
- [7] Filis G, Degiannakis S and Floros C. (2011) « Dynamic correlation between stock market and oil prices : The case of oil-impoting and oil-exporting countries ». *International Review of Financial Analysis*, vol.20, pp.152-164.
- [8] Glosten L, Jagannathan R. et Runkle D. (1993) « On the Relation between Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks », *Journal of finance*, vol.48, p. 1779-1801.
- [9] Hamma W, Jarboui A, Ghorbel A (2014) « Effect of Oil Price Volatility on Tunisian Stock Market at Sector-level and Effectiveness of Hedging Strategy » *Procedia Economics and Finance*, vol.13, P.109-127.
- [10] Hammoudeh S., Yuan Y., McAleer, M. (2009) « Shock and volatility spillovers among equity sectors of the Gulf Arab stock markets ». *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol.49, p. 829-842.
- [11] Hasan, M. Z., and Ratti, R. A. (2012) « Oil price shocks and volatility in Australian stock return. Paper presented at the Global Accounting ». *Finance and Economics Conference*. Melbourne, VIC, p.20-21.
- [12] Hassan S.A, Malik F. (2007) « multivariate GARCH modeling of sector volatility transmission». *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol.47, p.470-480.
- [13] Kalai L, Jilani F. (2014) « Non-linear volatility and dynamics of the Tunisian stock market ». *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, vol.2, p.22-32.
- [14] Karyoli G.(1995) « A multivariate GARCH model of international transmission of stock return and volatility : the case of the United State and Canada ». *Journal of Business and Economics Statistics*, vol.13, p.11-25.
- [15] Kroner K and K.Victor (1998) « Modeling asymmetric comovements of assets return » *The review of financial studies*, vol.11, p.817-844.
- [16] Kroner K and Sultan J. (1993) « time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures ». *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, vol.28, p.535-551.
- [17] Malik F, and Ewing B.T. (2009) « Volatility transmission between oil prices and equity sector returns ». *International Review of Financial Analysis*, vol.18, p.95-100.

- [18] Malik F, and Hammoudeh S. (2007) « Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets ». *International Review of Financial Economics*, vol.16, p.357-368.
- [19] Mensi W, Beljid M, Boubaker A, and Managi S. (2013) « Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets : Linking energies, food, and gold ». *Economic Modelling*, vol.32, p.15-22.
- [20] Nazlioglu S, Erdem C, Soytas U. (2013) « Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets ». *Energy Economics*, vol.36, p.658-665.
- [21] Sadorsky P. (2012) « Correlations and volatility spillovers between oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies ». *Energy Economics*, vol.34, p.248-255.
- [22] Silvennoinen A. et T. Terasvirta (2007) « Multivariate GARCH models ». *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 669.
- [23] Teresa Serra (2011) « Volatility spillovers between food and energy markets : A semiparametric approach ». *Energy Economics*, vol.33, p.1155-1164.
- [24] Wu Guojun (2001) « The determinants of asymmetric volatility ». *The review of financial studies*, vol.14, p.837-859.
- [25] Zayati M, Ben Said S, and Bellalah M. (2014) « Volatility's Transmission between oil prices and stock returns : Modeling VAR-GARCH-DCC ». *International Journal of Innovation and Applied Studies*, vol.6, p.76-89.