

## **Impact des fluctuations boursières des filiales sur la volatilité de la société mère : Cas BVC Maroc, ABIDAR, B.<sup>1</sup>, BOUSEFFOUR, H.<sup>2</sup>, ETTOR, R.<sup>3</sup>**

1. Doctorant, Laboratoire d'Etudes et Recherches en Eco et Gestion (FSJES ait Melloul, Université Ibn Zohr, Maroc), [brahim.abidar@gmail.com](mailto:brahim.abidar@gmail.com)
2. Doctorant, Laboratoire d' Etudes et Recherches en Eco et Gestion (FSJES ait Melloul, Université Ibn Zohr, Maroc), [bouseffour.houssame@gmail.com](mailto:bouseffour.houssame@gmail.com)
3. Doyen et Professeur de l'enseignement supérieur, Laboratoire d' Etudes et Recherches en Eco et Gestion (FSJES ait Melloul, Université Ibn Zohr, Maroc), [r.ettor@uiz.ac.ma](mailto:r.ettor@uiz.ac.ma)

**Date de soumission : 12/03/2023**

**Date d'acceptation : 15/06 :2023**

### **Résumé :**

Cet article explore la volatilité des actions, en mettant l'accent sur l'impact des cours des filiales sur ceux de l'ONA (Organisation Nord-Africaine, Société Anonyme) au Maroc entre 2007 et 2009. Les filiales examinées comprennent Attijariwafa Bank, Agma Lahlou Tazi, Lesieur Cristal, Managem, Cosumar et Centrale Laitière.

Initialement, nous avons utilisé un modèle de régression linéaire pour notre analyse. Cependant, en raison de la possible non-stationnarité des variables, susceptible de conduire à des régressions fallacieuses, nous avons adopté une approche révélant des relations de cointégration. Les modèles à correction d'erreur, combinant des termes en niveau et en taux de croissance, se sont avérés être le cadre le plus approprié pour notre analyse.

En utilisant les modèles ECM pour étudier la dynamique de la volatilité, nous avons découvert que les cours des actions de quatre sociétés ont une influence significative sur la volatilité de l'ONA. Ces sociétés opèrent dans trois secteurs clés : financier, agro-alimentaire et minéral. De plus, notre analyse des chocs impulsionsnels a révélé que la masse monétaire réagit positivement à un choc positif sur la base monétaire, le crédit à l'économie et les avoirs extérieurs nets. En outre, un choc positif sur le coefficient de l'ONA entraîne un effet positif sur les coefficients des variables qui évoluent de manière similaire au cours de l'ONA.

**Mots- clés :** Volatilité, Cours des actions des filiales, Modèles à correction d'erreur (ECM), Chocs impulsionsnels, ONA (Organisation Nord Africaine, Société Anonyme)

# Impact of Subsidiaries' Stock Market Fluctuations on the Parent Company's Volatility: Case of BVC Morocco

## **Summary:**

This article delves into stock volatility, focusing on the impact of subsidiary stock prices on those of ONA (North African Organization, Anonymous Society) in Morocco between 2007 and 2009. The subsidiaries under scrutiny include Attijariwafa Bank, Agma Lahlou Tazi, Lesieur Cristal, Managem, Cosumar, and Centrale Laitière.

Initially, we employed a linear regression model for our analysis. However, due to the potential non-stationarity of variables, which could lead to spurious regressions, we adopted an approach revealing cointegration relationships. Error correction models, combining level and growth rate terms, proved to be the most suitable framework for our analysis.

Using ECMs to study volatility dynamics, we found that the stock prices of four companies significantly influence ONA's volatility. These companies operate in three key sectors: financial, agri-food, and mineral. Moreover, our impulse shock analysis revealed that the money supply reacts positively to a positive shock on the monetary base, credit to the economy, and net external assets. Furthermore, a positive shock on the ONA coefficient induces a positive effect on the coefficients of the variables that evolve similarly to the ONA course.

**Keywords:** Volatility, Subsidiary Stock Prices, Error Correction Models (ECM), Impulse Shocks, ONA (North African Organization, Anonymous Society)

## Introduction :

La volatilité est un concept central en finance mathématique, suscitant un intérêt croissant en raison de l'augmentation du nombre d'entreprises utilisant des outils de gestion des risques et de la prolifération des produits dérivés sur les marchés financiers mondiaux. Le prix équitable d'un actif financier est déterminé par plusieurs facteurs, dont la volatilité de l'actif sous-jacent, qui n'est pas directement observable sur le marché. Ainsi, pour évaluer son exposition à un risque financier, une entreprise doit être capable d'évaluer la volatilité de chacun de ses actifs.

Dans ce contexte, les investisseurs cherchant à se protéger contre les risques liés aux fluctuations des valeurs des actifs doivent estimer les prix futurs de ces derniers. La difficulté réside dans l'estimation de cette volatilité, qui dépend de nombreux facteurs.

Notre étude s'inscrit dans ce cadre et vise à analyser les différents déterminants de la volatilité et à étudier leur influence sur la variabilité des cours boursiers. En d'autres termes, **nous cherchons à obtenir une meilleure estimation de la volatilité des cours boursiers pour améliorer l'estimation de leurs prix futurs et ainsi fournir une meilleure protection contre le risque.**

Pour répondre à cette problématique de manière empirique, nous avons choisi d'étudier le cas du groupe ONA, le seul groupe au Maroc ayant une large représentation dans plusieurs sociétés filiales, cotées ou non, et opérant dans divers secteurs économiques. Par conséquent, chaque décision prise par ce groupe a un impact économique significatif.

Notre travail est structuré de la manière suivante : dans la première partie, nous présenterons le modèle MCO et examinerons notre problématique à l'aide d'outils économétriques de séries temporelles. Puis, nous présenterons la régression multiple des différentes variables de notre modèle, où la variable dépendante est le cours boursier de la société ONA et les variables indépendantes sont celles de toutes les sociétés filiales du groupe ONA. La deuxième partie est consacrée à l'étude du modèle à correction d'erreur. Nous chercherons à mesurer le degré de significativité de chaque variable explicative sur la variabilité des cours de ces sociétés, la causalité entre ces variables, et à étudier l'équilibre à long terme de ce modèle.

### 1. Cadre théorique et conceptuel

La littérature financière récente a effectivement mis en évidence une corrélation entre la volatilité des cours des actions et celle des actions des filiales. Sur le plan méthodologique, nous nous inspirons du modèle de Nikita (2019), qui postule l'existence de liens entre l'entreprise mère cotée en bourse et les entreprises dans lesquelles elle détient des participations. Ce modèle cherche à démontrer l'influence des fluctuations des valeurs de ces sociétés sur les actions de la société mère.

Higgins et Rodriguez (2006) ont examiné les réactions des prix des actions des sociétés mères aux annonces d'offres publiques initiales (IPO) de leurs filiales. Leurs résultats indiquent que les rendements cumulatifs anormaux des sociétés mères sont significativement positifs autour des annonces d'IPO de filiales, suggérant que le marché valorise favorablement le cours de l'action d'une filiale, ce qui a un impact positif sur le cours de l'action de la société mère.

Dans une étude similaire, Slovin, Sushka et Polonchek (1999) ont examiné comment les marchés évaluent la performance des filiales par rapport à celle des sociétés mères. Ils ont constaté que les rendements boursiers de la société mère réagissent significativement aux annonces de nouvelles financières concernant la filiale, confirmant l'hypothèse que les performances des filiales ont un impact direct sur la valorisation de la société mère sur le marché boursier.

Une autre étude, menée par Bae, Kang et Kim (2002), a examiné l'effet de contagion entre les sociétés mères et leurs filiales en utilisant des données de marchés internationaux. Ils ont constaté que non seulement les rendements des actions de la filiale influencent ceux de la société mère, mais aussi que cet effet est bidirectionnel, la société mère ayant également une influence sur la filiale.

D'autres recherches, comme celle de BEN HOUAD (2022) et celle de Fuller, Netter et Stegemoller (2002), ont analysé la relation entre les rendements des actions de sociétés mères et de filiales dans le contexte de l'effet de l'annonce de l'acquisition de filiales. Ils ont constaté que les rendements des actions des sociétés mères sont plus sensibles aux informations négatives qu'aux informations positives.

Ces études, parmi d'autres, fournissent un cadre empirique pour comprendre comment la performance des filiales peut avoir un impact sur le cours de l'action de la société mère. Chacune utilise différentes méthodologies et se concentre sur différents aspects de la relation société mère-filiale, ce qui démontre la complexité de cette dynamique.

## **2. Cadre Méthodologie et Empirique**

### **2.1 Présentation du modèle**

Pour répondre à notre question de recherche, nous avons choisi une approche quantitative en utilisant le modèle VAR (Vector Autoregression). Cet outil statistique et descriptif offre un excellent ajustement aux données et permet, avec un nombre minimal de restrictions, d'identifier certains chocs structurels et d'en déduire les effets sur les variables agrégées.

Cette méthodologie s'appuie sur plusieurs études antérieures. Sims (1980, 1992) a été l'un des premiers à utiliser le modèle VAR pour l'analyse économique, soulignant sa capacité à capturer les relations dynamiques entre les variables économiques. Christiano, Eichenbaum et Evans (1999, 2005) ont également utilisé le modèle VAR dans leurs recherches, mettant en évidence son utilité pour l'identification des chocs structurels et l'analyse de leurs effets sur l'économie.

Blanchard et Quah (1989) ont utilisé le modèle VAR pour décomposer les fluctuations économiques en chocs permanents et temporaires, fournissant ainsi un cadre pour l'analyse des cycles économiques. De même, Gali (1999) a utilisé le modèle VAR pour étudier l'effet des chocs technologiques sur l'économie.

Notre point de départ est l'estimation d'un modèle linéaire multiple, qui postule que la variable à expliquer est une expression linéaire des variables explicatives retenues, perturbée par un aléa. Ce modèle est couramment utilisé en économétrie pour analyser les relations entre plusieurs variables.

Le modèle avec une variable à expliquer, Y, et p variables explicatives, X1...Xp, peut être écrit comme suit :

$$y_i = a_0 + a_1X_{i1} + a_2X_{i2} + \dots + a_pX_{ip} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

où : Y est la variable dépendante ou à expliquer, X1...Xp sont les variables indépendantes ou explicatives,  $a_0$  est le terme constant ou l'ordonnée à l'origine,  $a_1 \dots a_p$  sont les coefficients de régression, qui mesurent l'effet marginal de chaque variable explicative sur la variable à expliquer,  $\varepsilon_i$  est le terme d'erreur ou aléa, qui capture les influences non mesurées sur la variable à expliquer.

Dans le cadre de cette étude, nous proposons un modèle économétrique multiple visant à explorer la relation entre plusieurs actions cotées sur un même marché financier, en l'occurrence la Bourse de Casablanca (BVC), et un facteur commun qui les regroupe toutes.

Plus précisément, nous nous intéressons à la fluctuation du cours de l'action de l'Organisation Nord-Africaine (ONA) et à sa corrélation avec les fluctuations simultanées des cours de plusieurs autres actions. Ces actions ont été choisies en raison de leur lien commun : elles représentent toutes une part du capital social détenue par la société mère, l'ONA.

Notre modèle peut être formulé comme suit :

$$y_i = a_0 + a_1X_{i1} + a_2X_{i2} + a_3X_{i3} + a_4X_{i4} + a_5X_{i5} + a_6X_{i6} + a_7X_{i7} + \varepsilon_i$$

$X_{i1}$ : AGMA

$X_{i2}$ : ATTIJARI,  $X_{i3}$ : CEBT,  $X_{i4}$ : RALE,  $X_{i5}$ : COSUMAR,  $X_{i6}$ : LESIEUR,  $X_{i7}$ : MANAGEM

$y_i$ : ONA

Dans notre analyse, les "X" représentent des vecteurs ( $X_i$ ) d'observations des cours de clôture de six sociétés cotées sur une période de 745 jours ouvrables, allant du 01/01/2007 au 31/12/2009. Ces vecteurs correspondent aux valeurs des actions des filiales. De même, ONA correspond au vecteur ( $Y_i$ ) d'observations des cours de clôture de la société ONA pour la même période de 745 jours ouvrables.

Ces vecteurs d'observations sont essentiels pour l'analyse de la relation entre les fluctuations des cours des actions des filiales et celles de l'ONA. Ils permettent de capturer les mouvements quotidiens des prix des actions et de mesurer leur volatilité.

Cette approche s'inspire de travaux antérieurs dans le domaine de l'économétrie financière. Par exemple, Engle (2002) a utilisé des données de séries temporelles de prix d'actions pour analyser la volatilité et tester les relations de cointégration. De même, Johansen (1991) a utilisé des vecteurs d'observations pour tester les relations de long terme entre les variables économiques.

Dans notre analyse, nous postulons que le cours des actions de l'entreprise ONA est fonction de ses propres cours ainsi que de ceux des sociétés dont elle détient des parts. Nous cherchons à comprendre comment la valeur des actions de l'ONA change en réponse aux fluctuations des cours des actions de ces filiales.

La valeur de l'entreprise mère, l'ONA, peut être définie comme la somme de sa capitalisation boursière et de sa dette nette. L'ONA détient une part du capital de chacune de ses filiales, qui sont également cotées sur le même marché financier. Par conséquent, la valeur de l'ONA peut être exprimée comme suit :

$$\text{Valeur de l'ONA} = \text{Capitalisation boursière de l'ONA} + \text{Dette nette de l'ONA} + (\text{Capitalisation boursière des filiales} \times \text{Part de l'ONA dans ces filiales})$$

Cette approche est conforme à la théorie financière qui suggère que la valeur d'une entreprise est la somme de la valeur de ses actifs, y compris ses investissements dans d'autres entreprises (Brealey, Myers, & Allen, 2011). De plus, des études antérieures ont montré que les fluctuations des cours des actions des filiales peuvent avoir un impact significatif sur le cours des actions de l'entreprise mère (Higgins & Rodriguez, 2006).

$$\text{ONA} = \text{ONA} + \text{attijariwafa bank} \times 32,31\% + \text{agma lahlou tazi} \times 50\% + \text{lesieur cristal} \times 56,1\% + \text{managem} \times 78,18\% + \text{cosumar} \times 55,5\% + \text{centrale litiere} \times 51\%$$

## 2.2 Echantillon, données d'analyse et hypothèses

La présente étude se focalise sur le Groupe Omnium Nord Africain (ONA), une entreprise cotée à la Bourse de Casablanca. La singularité du Groupe ONA réside dans le fait qu'il compte plusieurs filiales également cotées sur le même marché financier. Cette configuration offre une opportunité unique d'analyser l'impact des variations du cours des actions d'une filiale sur le cours des actions de la société mère.

Force est de dire que cette situation est assez exceptionnelle sur le marché marocain. En raison de contraintes liées à la disponibilité des données, la période d'étude a été limitée aux années 2007 à 2010. Durant cette période, l'ONA et ses filiales étaient cotées et opérationnelles en tant qu'entités indépendantes, offrant ainsi une fenêtre d'observation significative pour notre analyse.

Cette approche s'inscrit dans la continuité de méthodologies employées dans des travaux de recherche similaires. Par exemple, Higgins et Rodriguez (2006) ont étudié l'impact des offres publiques initiales (IPO) des filiales sur le cours des actions de la société mère. De même, Slovin, Sushka et Polonchek (1999) se sont intéressés à la manière dont les marchés évaluent la performance des filiales par rapport à celle des sociétés mères. DAIDAI.F, TAMNIN.L (2022) ont étudié les déterminants de la structure du capital des entreprises cotées « une revue de littérature systématique » dans un travail pertinent sur le marché action Marocain.

A noter que l'année 2010 marque la fin de la cotation du Groupe Omnium Nord-Africain (ONA) sur la Bourse de Casablanca. Cette année-là, l'ONA a fusionné avec une autre société pour former la Société Nationale d'Investissement (SNI), mettant fin à la cotation de l'ONA et à la disponibilité des données sur le cours de son action.

Malgré cette contrainte temporelle, les données disponibles pour la période 2007-2010 offrent une richesse d'informations pertinentes pour notre analyse. Ces données devraient permettre d'obtenir

des résultats significatifs et de tirer des conclusions éclairées sur la dynamique entre le cours de l'action d'une société mère et celui de ses filiales.

Dans le cadre de cette étude, nous avons formulé les hypothèses suivantes en nous appuyant sur les débats de la littérature :

- **Hypothèse 1** : Il existe une corrélation positive entre les variations du cours de l'action de la société mère (ONA) et celles du cours de l'action d'une filiale. Ainsi, lorsque le cours de l'action d'une filiale augmente (ou diminue), nous nous attendons à ce que le cours de l'action de la société mère ONA augmente (ou diminue) également.
- **Hypothèse 2** : La corrélation entre les cours des actions de la société mère et de la filiale est plus forte en période de volatilité accrue sur le marché. Cela suggère que les investisseurs réagissent de manière plus synchronisée en période d'incertitude.
- **Hypothèse 3** : Les chocs affectant les rendements des actions des filiales se propagent aux rendements des actions de la société mère ONA. Autrement dit, si une filiale connaît un choc positif ou négatif (par exemple, une annonce importante ou un changement dans les bénéfices), cela aura un impact sur le cours de l'action de la société mère.

Le modèle économétrique que nous utilisons vise à étudier les facteurs déterminants de la variabilité du cours de l'action ONA sur le marché financier de la BVC. Le choix de ces sociétés n'est pas arbitraire et repose sur les propriétés suivantes :

- La société ONA détient des parts dans ces sociétés qui, à leur tour, investissent ces parts indirectement sur le marché en mettant leurs capitaux en circulation.
- L'hypothèse d'efficience du marché suppose que dans un marché suffisamment large où l'information se propage instantanément, comme c'est le cas du marché boursier, les opérateurs réagissent correctement et quasi immédiatement aux informations s'ils ont la capacité cognitive de les interpréter correctement.

Selon ces hypothèses, le rôle de l'information, quelle que soit son origine, reste incontestable lors de l'analyse des variations du cours de l'action ONA. Cette influence devient encore plus importante si la source de cette information provient d'une des sociétés filiales du groupe ONA. C'est pourquoi nous les spécifions comme des variables exogènes dans le modèle. Cependant, la théorie du marché efficient a montré que l'information portée par un acteur du marché sur un autre peut être mutuellement exploitée entre les deux parties. Ainsi, l'information présente dans les variables de notre modèle peut avoir une influence dans les deux sens, tant du point de vue de la régression que de la corrélation entre toutes les variables, qu'elles soient endogènes ou exogènes. Autrement dit, si un changement du cours de l'action ONA se produit, il aura sans aucun doute un effet simultané sur les cours des actions des autres sociétés filiales.

Avant de concrétiser ces idées théoriques et de les mettre en évidence à l'aide d'outils économétriques, une étude préliminaire sur les hypothèses du modèle s'est avérée nécessaire.

### 3. Estimation et interprétations des résultats

Nous avons d'abord utilisé un modèle de régression linéaire pour analyser la relation entre les variables explicatives et la variable à expliquer. Le modèle de régression linéaire nous permet d'estimer les coefficients de régression et d'évaluer l'importance de chaque variable explicative sur la variable à expliquer.

Dans notre étude, la variable à expliquer est le cours de l'action ONA, tandis que les variables explicatives sont les cours des actions des filiales du groupe ONA. Nous avons effectué une régression linéaire en utilisant ces variables pour estimer l'impact des fluctuations des cours des filiales sur le cours de l'action ONA.

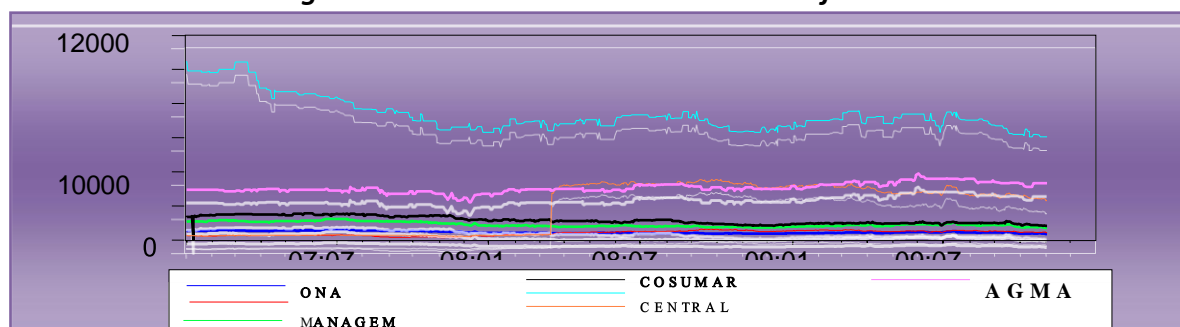
Les résultats de la régression linéaire ont révélé une corrélation significative entre les cours des actions des filiales et le cours de l'action ONA. Les coefficients de régression indiquent l'effet de chaque filiale sur le cours de l'action ONA, en tenant compte des autres variables explicatives. Ces résultats confirment l'hypothèse selon laquelle les variations des cours des filiales ont une influence sur le cours de l'action ONA.

Il est essentiel de mentionner que le modèle de régression linéaire présente certaines limites, notamment l'absence de considération des effets de retard et de la non-stationnarité des variables. Par conséquent, nous avons adopté une approche plus avancée pour tenir compte de ces limitations et obtenir des résultats plus robustes.

#### 3.1 Analyse du Modèle de Régression Linéaire

Après une analyse du figure 1, on constate une tendance similaire dans les cours de toutes les sociétés étudiées, à savoir une stabilité relative. Par exemple, le cours d'Attijariwafa Bank est passé de 293,05 à 2765 le 17/09/2008, puis est resté globalement stable autour de ce niveau. Cependant, un cas particulier se distingue, celui de la Centrale Laitière, dont le cours a commencé à baisser depuis le début de 2007. Malgré cette baisse, le cours de la Centrale Laitière reste le plus élevé parmi les sociétés étudiées, ce qui peut être attribué à l'expansion du secteur agro-alimentaire qu'elle représente sur le marché.

**Figure 1: Evolution des cours ONA et ses filiales**

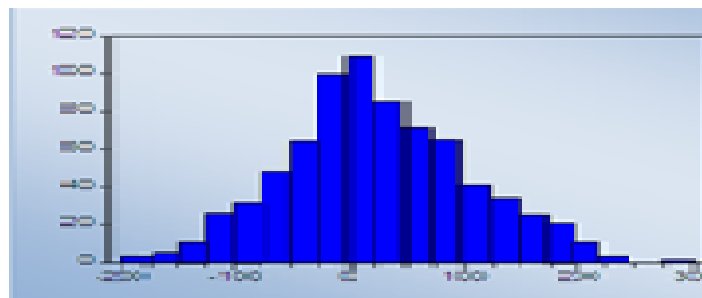


**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**



En examinant l'histogramme de la distribution des résidus, nous constatons que nous respectons l'hypothèse de normalité de la distribution des erreurs. Aucun pic prononcé ni valeurs éloignées de la courbe ne sont observés, ce qui indique une distribution normale. Pour confirmer cette observation, nous pouvons effectuer un test de normalité de Jarque-Bera afin de vérifier si les erreurs suivent effectivement une distribution normale, ce qui confirmerait également la pertinence des variables du modèle choisies.

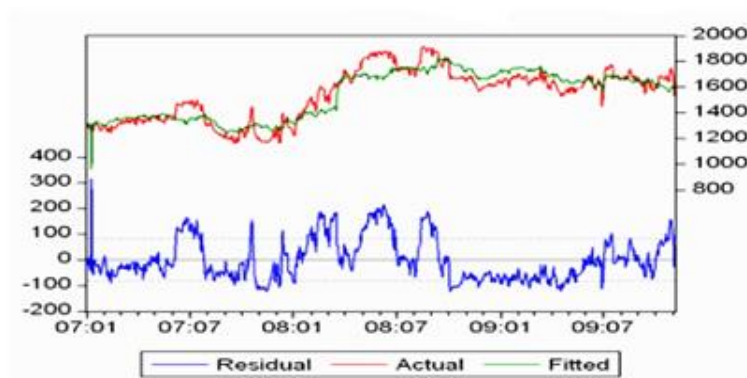
**Figure 2: Test de normalité des erreurs**



**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

De plus, nous pouvons également examiner les hypothèses de stationnarité et de linéarité à l'aide de la figure 3 qui représente l'évolution des variables. Cependant, il semble que l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires n'ait pas permis d'obtenir une estimation précise des variables.

**Figure 3: Tendence des variables observées et celles estimées ainsi que l'intervalle de confiance**



**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Le tableau 1 présente les variables incluses dans le modèle. Chaque variable est associée à une valeur estimée (a). Cependant, il est important de noter que les variables Agma et Centrale ne présentent pas de significativité statistique, comme indiqué par les valeurs de t de Student. Par conséquent, l'inclusion de ces variables dans le modèle n'améliorerait probablement pas sa performance. Une analyse réalisée à l'aide de SPSS montre que les variables Cosumar, Lesieur et Managem présentent les valeurs t les plus élevées dans une régression progressive.

Afin de confirmer ces résultats, un test de Wald est effectué pour évaluer la restriction des trois variables exogènes qui ne sont pas significatives dans notre modèle. Le seuil  $\alpha$  est fixé à 5%. Le test donne une valeur F calculée ( $F^*$ ) de 0,1903, tandis que la valeur F tabulée ( $F_{5\% k, n-k-1}$ ) est de 1,718740. Étant donné que la probabilité associée à  $F^*$  est supérieure à 5%, soit  $0,1903 > 5\%$ , nous

acceptons l'hypothèse nulle (H0) et rejetons l'hypothèse alternative (H1) à un niveau de signification de 5%.

**Tableau 1: Estimation des paramètres du Modèle**

Dependent Variable: ONA				
Sample (adjusted): 1/01/2007 11/05/2009				
Included observations: 744 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1084.225	51.29791	21.13585	0.0000
AGMA	0.002210	0.017797	0.124201	0.9012
ATTIJARI	0.063580	0.006638	9.578237	0.0000
CENTRALE	-0.003774	0.004790	-0.787900	0.4310
COSUMAR	0.263434	0.034097	7.725921	0.0000
LESIEUR	-0.286092	0.052786	-5.419849	0.0000
MANAGEM	0.785188	0.074700	10.51124	0.0000

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Ces résultats suggèrent que les variables Cosumar, Lesieur et Managem sont significatives pour expliquer la variabilité du modèle, tandis que les variables Agma et Centrale ne contribuent pas de manière significative.

**Tableau 2: Teste de Wald**

Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.7187401	(1, 737)2	0.19033
Chi-square	1.718740	1	0.1899
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(3) + C(5) + C(7)	0.112202	0.085585	

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

En analysant le diagnostic des observations, nous avons remarqué une relation inverse entre la volatilité du cours de l'action de la société ONA et celle de la société "Lesieur Cristal". En d'autres termes, lorsque le cours de l'action ONA augmente, celui de Lesieur Cristal diminue, et vice versa. Cette observation est particulièrement pertinente pour les investisseurs qui envisagent d'investir dans les actions de Lesieur Cristal, car cela indique que la rentabilité de leur investissement peut être influencée de manière opposée par les variations du cours de l'action ONA.

Force est de dire que prendre la décision d'investir dans Lesieur Cristal en se basant uniquement sur la hausse du cours de l'action ONA serait une décision non pertinente, car les variations de ces deux variables vont dans des directions opposées. Les investisseurs qui prennent une telle décision risquent de perdre leurs fonds investis et de réaliser un investissement non rentable.

Cette observation souligne l'importance d'une analyse approfondie des relations entre les cours des actions des différentes sociétés avant de prendre des décisions d'investissement. Les investisseurs

doivent tenir compte de toutes les variables pertinentes et de leurs interactions afin de prendre des décisions éclairées et rentables.

Le résultat de l'estimation du modèle (voir tableau 2) montre que la statistique de Durbin-Watson (DW) a une valeur de 0.153671. Cette valeur indique l'absence de problème d'autocorrélation des erreurs dans notre modèle. En d'autres termes, les résidus du modèle ne présentent pas de corrélation sérielle significative.

Le test de Durbin-Watson (DW) a confirmé l'absence d'autocorrélation dans les erreurs du modèle de régression (Référence 1). Étant donné que nous travaillons avec des séries temporelles, il est essentiel de vérifier au préalable si ces séries sont stationnaires. Cependant, selon Nelson et Plosser (1982), la plupart des données macroéconomiques temporelles sont des réalisations de processus non stationnaires. Cela signifie que les méthodes habituelles d'estimation et d'inférence telles que les moindres carrés ordinaires, le test de Student et le test de Fisher ne peuvent pas être directement appliquées.

Néanmoins, la théorie de la cointégration offre des conditions dans lesquelles les régressions sont autorisées entre des séries non stationnaires. Elle permet de trouver une relation à long terme entre les variables, même si elles ne sont pas stationnaires individuellement. Ainsi, malgré la non-stationnarité des séries, il est possible de réaliser des régressions significatives en utilisant des techniques de cointégration.

En effet, il est important de noter que les variables utilisées dans notre étude ne sont pas stationnaires. Par conséquent, l'estimation d'un modèle VAR en différences premières n'est pas toujours appropriée. La différenciation des variables entraîne une perte d'information car elle élimine les mouvements de long terme présents dans le niveau des variables. Cependant, cette information est précieuse pour enrichir la dynamique des variables plutôt que de la supprimer. En se concentrant uniquement sur les effets de court terme, l'approche des différences premières ne permet pas d'analyser pleinement les interactions à long terme entre les variables.

C'est pourquoi nous nous tournons vers les techniques de cointégration qui montrent que, sous certaines conditions, le modèle initial peut être reparamétrisé sous la forme d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM). Ce modèle combine les différences premières des variables avec leurs niveaux, comme proposé par Engle et Granger (1987) et Johansen (1988). En incorporant à la fois les variations à court terme et les relations à long terme entre les variables, le VECM permet une analyse plus complète et précise de la dynamique des variables.

Ainsi, plutôt que de simplement différencier les variables, les techniques de cointégration offrent une approche plus appropriée pour modéliser les séries temporelles non stationnaires.

La représentation du modèle sous la forme à correction d'erreurs présente plusieurs avantages. Premièrement, cette approche évite les problèmes de régressions fallacieuses, car toutes les variables du modèle sont stationnaires, comme l'a souligné Banerjee (1993). Deuxièmement, elle permet de distinguer clairement les élasticités à court terme et à long terme, car à la fois les différences premières et les niveaux des variables interviennent explicitement dans le modèle. Les

modèles à correction d'erreurs et la cointégration s'inscrivent dans la continuité de la modélisation VAR appliquée aux séries temporelles non stationnaires. Par conséquent, il est pertinent de se référer au modèle à correction d'erreur lors de cette discussion.

### 3.2 Modèle à correction d'erreur et causalité au sens de Granger

#### 3.2.1 Test d'Engle-Granger

Soit Y un modèle à k variables explicatives:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + \beta_7 X_{7t} + \varepsilon_t$$

Si les variables ( $y_t$  et  $x_{kt}$ ) sont non stationnaires, il existe alors un risque de cointégration. Si

une combinaison linéaire de ces variables est stationnaire, alors, elles sont cointégrées. L'estimation du modèle par les MCO permet de calculer le résidu:

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{1t} - \dots - \hat{\beta}_k X_{1k}$$

Si les résidus sont stationnaires, on peut accepter l'hypothèse de cointégration entre les variables. Les tests de stationnarité de Dickey-Fuller sur les résidus sont effectués en utilisant les valeurs critiques tabulées par McKinnon en fonction du nombre total de variables du modèle. Le vecteur de cointégration est obtenu par différence première. Une série est considérée comme stationnaire si sa statistique de test pour l'un de ces critères dépasse en valeur absolue la valeur critique au seuil de 5%. Par conséquent, nous pouvons conclure que toutes les séries sont d'ordre  $I(1)$ , c'est-à-dire intégrées d'ordre 1. Les résultats de ce test sont résumés dans le tableau suivant:

#### 3.2.2 Tests de racine unitaire

Les tests de racine unitaire permettent d'identifier la présence de racine unitaire dans une série. Une série chronologique est stationnaire si elle ne comporte ni tendance ni saisonnalité. Le test de Dickey-Fuller Augmenté sera employé à cette fin. Dans ce test, on cherchera à vérifier l'hypothèse nulle contre l'hypothèse alternative. Le test de Dickey-Fuller est basé sur l'estimation par les moindres carrés des trois modèles suivants de J.E Mata (2007):

$$\begin{aligned} [1] \quad \Delta x_t &= (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t \\ [2] \quad \Delta x_t &= (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \gamma + \varepsilon_t \\ [3] \quad \Delta x_t &= (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \gamma + \beta_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Le tableau suivant nous renseigne sur les statistiques de test ADF, les valeurs critiques et les probabilités associées. Les statistiques de test indiquent des valeurs absolues supérieures aux

valeurs critiques, ce qui nous conduit à accepter l'hypothèse nulle. Les séries admettent une racine unitaire et sont donc non stationnaires. Elles sont intégrées d'ordre 1.

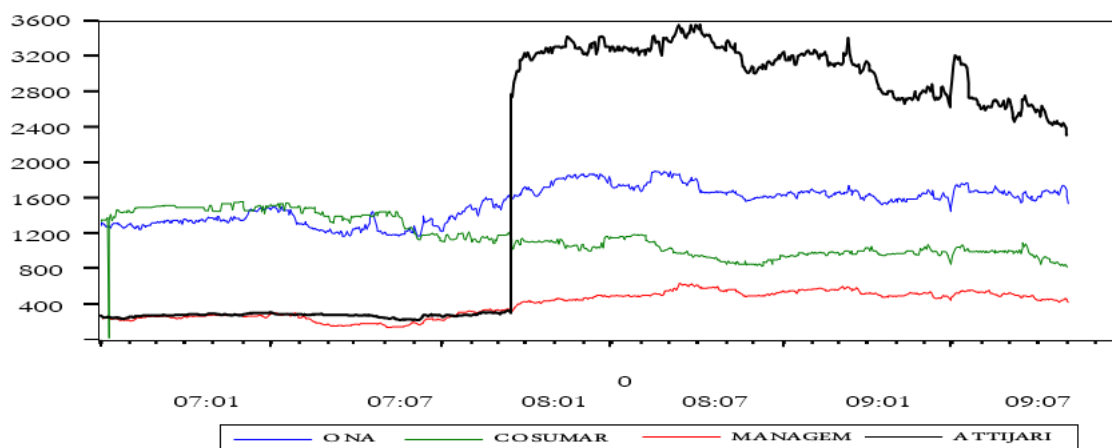
**Tableau 3: Statistiques de test ADF, valeurs critiques et probabilités associées**

Augmented Dickey-Fuller t.s		Test critical values:		
		1% level	5% level	10% level
ONA	-27.07707	-3.970468	-3.415884	-3.130208
ATTIJARTI	-27.35989	-3.970468	-3.415884	-3.130208
COSUMAR	-31.79243	-3.970485	-3.415893	-3.130213
LESIEUR	-29.30442	-3.438936	-2.865219	-2.568785
MANAGEM	-24.20748	-3.970468	-3.415884	-3.130208

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

L'ADF pour les cinq variables étant inférieur à toutes les valeurs critiques aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, cela indique que ces trois variables n'ont pas stagné entre le 1/01/2007 et le 31/12/2009. Elles sont donc considérées comme non stationnaires, ce qui nécessite de les transformer en différences premières pour les rendre stationnaires.

**Figure 5: La tendance des rendements**



**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Le graphe-5 apporte également une information intéressante en indiquant que la tendance des rendements est significative, ce qui confirme la stationnarité du modèle. Afin de procéder au test de causalité au sens de Granger, il est primordial de déterminer le nombre de retards  $p$  du modèle VAR( $p$ ) avec les 4 variables stationnaires.

Le tableau ci-dessous présente les résultats du test de Granger avec un nombre de retards  $p=2$  pour notre modèle VAR.

Cependant, force est de rappeler que si nos variables sont cointégrées au sens de Granger, cela signifie qu'il existe une relation à long terme (ou une relation d'équilibre) entre ces variables. Toutefois, si cette relation est présente entre une première variable et une deuxième variable, cela ne garantit pas nécessairement une causalité bilatérale. À cette étape de l'étude, nous appliquons

de manière empirique le test de causalité de Granger à nos différentes variables et analysons les résultats obtenus.

Finalement, le tableau indiqué dans l'annexe 3 nous permet de vérifier la prémisse de causalité au sens de Granger. Nous cherchons à établir un bilan de causalité entre les variables. Selon ces résultats, nous observons que les cours de l'action de la société Attijariwafa Bank influencent au sens de Granger ceux de la société ONA, tandis que l'influence inverse n'est pas significative. De plus, les cours des actions de la société Cosumar n'influencent pas au sens de Granger ceux de l'ONA, alors que l'ONA contribue à la volatilité des cours des actions de Cosumar. Pour ce qui est de Managem et ONA, nous constatons une influence bilatérale au sens de Granger. En revanche, Attijariwafa Bank et Managem ne présentent aucune relation de causalité au sens de Granger. Les croisements de couples qui n'ont pas donné de résultats significatifs ne seront pas pertinents pour notre étude.

Lors de l'exécution des tests, nous avons considéré un nombre de "lags" pouvant aller jusqu'à 3. Aller au-delà de trois nous semblait peu plausible, car il est peu probable qu'une variable puisse avoir une influence sur une autre avec plus de 3 jours de décalage. Il est également pertinent de souligner qu'empiriquement, la limite de trois "lags" est réaliste, car au-delà de cette limite, la signification des résultats tendait à diminuer progressivement.

### 3.2.3 Tests de co-intégration de Johansen

L'étude de la cointégration<sup>1</sup> vise à tester l'existence d'une relation stable de long terme entre deux variables non stationnaires, en tenant compte des variables retardées et des variables exogènes. Différents tests de cointégration existent, dont le plus général est celui de Johansen. Il convient de constater que ces tests sont pertinents uniquement pour des séries non stationnaires longues. Par conséquent, l'analyse de la cointégration permet d'identifier de manière précise la véritable relation entre deux variables en recherchant l'existence d'un vecteur de cointégration et en éliminant son effet si nécessaire.

**Tableau 4 : Mécanisme de correction d'erreurs**

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	<b>Trace</b>	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
		Statistic		
None	0.036981	<b>70.46525</b>	<b>68.52</b>	76.07

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

La valeur de 70.46525 dans le tableau-4 est supérieure à 68.52 au seuil de 5%, ce qui nous permet de vérifier la prémisse de cointégration. Cette constatation indique qu'il existe une relation stable

<sup>1</sup> Deux séries, x et y, sont considérées comme cointégrées si les deux conditions suivantes sont vérifiées : elles présentent une tendance stochastique du même ordre d'intégration, et une combinaison linéaire de ces séries conduit à une série d'ordre d'intégration inférieur. Le test de cointégration de Johansen utilise deux statistiques : la statistique de la trace et la statistique de la valeur propre maximale. Il est important de souligner que les distributions asymptotiques de ces statistiques sont non standard, ce qui nécessite une interprétation appropriée des résultats obtenus.

de long terme entre les variables étudiées. En d'autres termes, ces variables sont cointégrées, ce qui implique qu'elles partagent une relation d'équilibre à long terme.

### 3.2.4 Modèle à correction d'erreur et causalité au sens de Granger<sup>1</sup>

Dans notre cas, si les trois variables étudiées, à savoir le logarithme de MANAGEM, le logarithme de ATTIJARI, le logarithme de COSUMAR et le logarithme de LESIEUR, sont cointégrées, on peut en déduire qu'il existe un mécanisme de correction d'erreurs. Ce mécanisme permet aux variables de maintenir leur équilibre à long terme et les empêche de s'éloigner de manière significative de leur niveau d'équilibre.

L'existence d'un mécanisme de correction d'erreurs est importante car il indique que des ajustements se produisent pour rétablir l'équilibre à long terme entre les variables. Ces ajustements peuvent se traduire par des variations dans une variable en réponse à des déséquilibres passés, ce qui entraîne des réactions dans les autres variables du système. Ainsi, le modèle VECM et le test de causalité de Granger nous permettent d'analyser ces ajustements et de comprendre les relations de causalité entre les variables étudiées (Tableaux 6 et 7).

**Tableau 5: Mécanisme de correction d'erreurs**

Unrestricted Cointegrating Coefficients				
ONA	MANAGEM	ATTIJARI	COSUMAR	LESIEUR
0.01136891	-0.01934017	-9.0884133	-0.0091308	0.00972466

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Le modèle à correction d'erreurs est une forme particulière des modèles autorégressifs à retard échelonnés (ARDL). Il peut être interprété comme un modèle d'ajustement, où le coefficient du terme d'erreur joue un rôle crucial. En effet, ce coefficient doit être significatif et compris entre -1 et 0 pour être pertinent.

**Tableau 6 : Modèle à correction d'erreur**

	ONA	LESIEUR	MANAGEM	COSUMAR	ATTIJARI
ONA(-1)	0.915521	0.006042	0.019340	-0.060411	-0.102062
	(0.03485)	(0.02361)	(0.01207)	(0.03273)	(0.13650)
	[ 26.2666]	[ 0.25589]	[ 1.60256]	[-1.84549]	[-0.74769]
ONA(-2)	0.040914	-0.024606	-0.012890	0.058528	0.199215
	(0.03510)	(0.02378)	(0.01215)	(0.03297)	(0.13748)
	[ 1.16552]	[-1.03472]	[-1.06053]	[ 1.77530]	[ 1.44909]
LESIEUR(-1)	0.128206	0.835441	0.019749	0.086631	0.261585
	(0.05487)	(0.03717)	(0.01900)	(0.05153)	(0.21487)
	[ 2.33672]	[ 22.4778]	[ 1.03961]	[ 1.68125]	[ 1.21741]
LESIEUR(-2)	-0.146226	0.136477	-0.013089	-0.042863	-0.337219
	(0.05503)	(0.03728)	(0.01905)	(0.05168)	(0.21552)
	[-2.65710]	[ 3.66085]	[-0.68690]	[-0.82933]	[-1.56466]

<sup>1</sup> La présence d'une relation de cointégration *entre* deux variables engendre l'existence d'une relation causale entre celles-ci, dans au moins une direction. Cette relation causale peut être analysée grâce au test de causalité de Granger qui s'appuie sur le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM). Selon le théorème de représentation de Granger, tout système cointégré implique l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur qui empêche les variables de trop s'écarter de leur équilibre à long terme.



	ONA	LESIEUR	MANAGEM	COSUMAR	ATTIJARI
MANAGEM(-1)	0.910111	-0.017403	1.065736	0.320207	0.165030
	(0.10952)	(0.07419)	(0.03792)	(0.10285)	(0.42889)
	[ 8.31037]	[-0.23458]	[ 28.1056]	[ 3.11327]	[ 0.38478]
MANAGEM(-2)	-0.888301	0.039144	-0.098130	-0.346555	-0.178963
	(0.10779)	(0.07302)	(0.03732)	(0.10123)	(0.42213)
	[-8.24124]	[ 0.53609]	[-2.62936]	[-3.42345]	[-0.42396]
COSUMAR(-1)	0.104058	0.031215	-0.002761	0.813551	-0.246498
	(0.03952)	(0.02677)	(0.01368)	(0.03711)	(0.15477)
	[ 2.63312]	[ 1.16598]	[-0.20179]	[ 21.9198]	[-1.59269]
COSUMAR(-2)	-0.095121	-0.011965	-0.006629	0.149924	0.231299
	(0.03982)	(0.02698)	(0.01379)	(0.03740)	(0.15595)
	[-2.38869]	[-0.44353]	[-0.48078]	[ 4.00878]	[ 1.48313]
ATTIJARI(-1)	0.037417	0.003432	0.010228	-0.012061	0.973223
	(0.00944)	(0.00640)	(0.00327)	(0.00887)	(0.03697)
	[ 3.96323]	[ 0.53662]	[ 3.12896]	[-1.36024]	[ 26.3215]
ATTIJARI(-2)	-0.034499	-0.002470	-0.008651	0.013453	0.004379
	(0.00947)	(0.00641)	(0.00328)	(0.00889)	(0.03707)
	[-3.64473]	[-0.38517]	[-2.63960]	[ 1.51330]	[ 0.11813]
C	-0.034499	-0.002470	-0.008651	0.013453	0.004379
	(0.00947)	(0.00641)	(0.00328)	(0.00889)	(0.03707)
	[-3.64473]	[-0.38517]	[-2.63960]	[ 1.51330]	[ 0.11813]
C	59.20760	20.70710	5.149533	12.69332	-13.06319
	(17.6781)	(11.9756)	(6.12094)	(16.6026)	(69.2327)
	[ 3.34921]	[ 1.72911]	[ 0.84130]	[ 0.76454]	[-0.18869]
R-squared	0.985035	0.986236	0.996508	0.989276	0.995237
Adj. R-squared	0.984830	0.986047	0.996460	0.989129	0.995172
Sum sq. resids	448362.9	205756.8	53752.14	395467.2	6876729.
S.E. equation	24.78297	16.78865	8.580972	23.27522	97.05759
F-statistic	4805.013	5230.528	20830.61	6733.871	15254.39
Log likelihood	-3424.618	-3136.033	-2638.707	-3378.108	-4436.193
Akaike AIC	9.272924	8.494016	7.151705	9.147389	12.00322
Schwarz SC	9.341329	8.562421	7.220110	9.215794	12.07162
Mean dependent	1542.987	908.6883	401.5527	1161.309	1875.618
S.D. dependent	201.2144	142.1288	144.2219	223.2296	1396.843
Akaike Information Criteria	46.05217				
Schwarz Criteria	46.39420				

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Les résultats indiquent que le cours de la société ONA, retardé d'une période, dépend positivement des cours des sociétés LESIEUR et MANAGEM, et dépend négativement des cours des sociétés COSUMAR et ATTIJARI.

Passons maintenant aux valeurs retardées de deux périodes, et on remarque cette fois-ci que les sens de variation ainsi que les tests de significativité de Student changent. Cela nous explique que, dans tous les cas, il n'est pas possible de prévoir le cours d'une action pour demain en se basant uniquement sur les cours d'aujourd'hui.



**Tableau 7: Test de causalité au sens de granger**

Test de causalité au sens de granger			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ATTIJARI does not Granger Cause ONA	742	3.87965472	0.02108119
ONA does not Granger Cause ATTIJARI		2.82358838	0.06003511
COSUMAR does not Granger Cause ONA	742	2.25128888	0.10598689
ONA does not Granger Cause COSUMAR		5.28064828	0.00528348
LESIEUR does not Granger Cause ONA	742	9.68234344	7.070962
ONA does not Granger Cause LESIEUR		1.36256122	0.256722
MANAGEM does not Granger Cause ONA	742	3.12823684	0.04437701
ONA does not Granger Cause MANAGEM		7.59524594	0.00054320
COSUMAR does not Granger Cause ATTIJARI	742	1.44612308	0.23614885
ATTIJARI does not Granger Cause COSUMAR		7.07247144	0.00090691
MANAGEM does not Granger Cause ATTIJARI	742	0.34734873	0.70667448
ATTIJARI does not Granger Cause MANAGEM		10.6841866	2.6663108
MANAGEM does not Granger Cause COSUMAR	742	7.90076557	0.00040272
COSUMAR does not Granger Cause MANAGEM		2.37543265	0.09368575

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Pour le reste des résultats du tableau, on peut les interpréter de la même manière, et on remarque que le problème de prévision déjà annoncé est largement présent pour toutes les variables entre elles.

### 3.3 Analyse des chocs impulsionnels

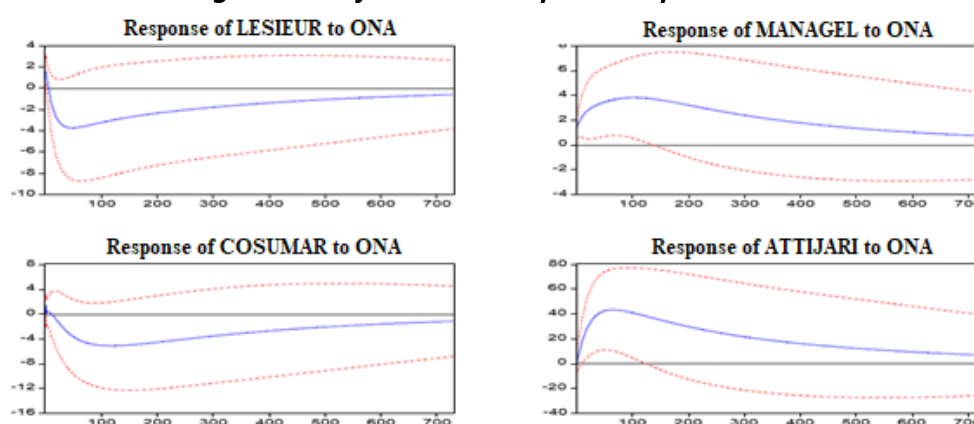
Il nous paraît dès lors intéressant d'examiner l'impact des chocs dans un tel cas. En vertu à la fois des résultats d'estimation précédents et surtout de la théorie de la finance, il est légitime de penser qu'un choc sur le cours d'une action d'une société a un impact instantané sur le cours d'une autre société cotée en bourse, et inversement.

Ce point s'explique naturellement par les comportements des agents face à l'information financière, tout d'abord, et puis par la loi de l'offre et de la demande sur les marchés.

Le graphique indiqué dans la figure 6 présente quelques fonctions de réponse impulsionnelle ; les courbes en pointillés représentent l'intervalle de confiance. On considère que l'amplitude des chocs est égale à une fois l'écart-type, et l'on s'intéresse aux effets des chocs sur 10 périodes (c'est-à-dire 700 jours).

Rappelons que nous avons supposé que le choc sur le cours d'une action a une influence instantanée sur les cours des autres actions (ici, le cours de l'action ONA par rapport aux cours des sociétés filiales cotées), ce qui explique qu'aucune courbe relative à l'ONA par rapport aux autres sociétés ne passe par l'origine.

**Figure 6 : La fonction de réponse impulsionnelle**



**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Le choc sur ONA se répercute sur les autres sociétés en s'amortissant, ce qui signifie que les conséquences de ces chocs disparaissent au bout de 700 jours. En ce qui concerne la variance de l'erreur de prévision de COSUMAR, 96,6% est attribuée à ses propres innovations, tandis que 2,5% est attribuée à celles de LESIEUR. La contribution des autres variables est faible.

**Tableau 8: Décomposition de la Variance de LESIEUR**

	S.E.	COSUMAR	LESIEUR	MANAGEM	ATTIJARI	ONA
1	16.78865	1.696612	98.30339	0.000000	0.000000	0.000000
2	21.96135	2.314504	97.65509	0.002764	0.023079	0.004568
3	26.17575	2.730458	97.20406	0.006462	0.031538	0.027481
4	29.62396	3.114285	96.75593	0.008534	0.037907	0.083348
5	32.60387	3.485827	96.28098	0.011537	0.042387	0.179273
6	35.24105	3.852485	95.77608	0.014812	0.046036	0.310592
7	37.61949	4.216891	95.24143	0.018359	0.049227	0.474089
8	39.79418	4.579577	94.68016	0.022096	0.052172	0.665995
9	41.80413	4.940340	94.09601	0.025965	0.054991	0.882692
10	43.67801	5.298641	93.49296	0.029916	0.057755	1.120725

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Le tableau-6 indique que 93,5% de la variance de l'erreur de prévision de LESIEUR est attribuée à ses propres innovations, 5,3% à celles de COSUMAR, et 1,1% à celles de ONA. La contribution des autres variables est faible.

**Tableau 9: Décomposition de la Variance de MANAGEM**

	S.E.	COSUMAR	LESIEUR	MANAGEM	ATTIJARI	ONA
1	8.580972	3.287037	1.385499	95.32746	0.000000	0.000000
2	12.69732	3.165468	2.059939	94.02080	0.613791	0.140004
3	15.76315	2.883249	2.496416	93.33721	1.044476	0.238648
4	18.21120	2.610361	2.804224	92.83062	1.401099	0.353694
5	20.27251	2.360828	3.059284	92.36531	1.732035	0.482539
6	22.06301	2.136381	3.280696	91.89979	2.057584	0.625546
7	23.65149	1.936786	3.477095	91.41878	2.385557	0.781781
8	25.08232	1.761083	3.652235	90.91735	2.719062	0.950267
9	26.38614	1.608056	3.808090	90.39468	3.059169	1.130009

10	27.58514	1.476390	3.945838	89.85173	3.405983	1.320055
----	----------	----------	----------	----------	----------	----------

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Il ressort que 89,8% de la variance de l'erreur de prévision de MANAGEM est due à ses propres innovations, 1,5% à celles de COSUMAR, 1,3% à celles de ONA, tandis que la contribution des autres variables est de 3,5%.

**Tableau 10: Décomposition de la Variance de ATTIJARI**

	S.E.	COSUMAR	LESIEUR	MANAGEM	ATTIJARI	ONA
1	97.05759	0.091493	0.476374	0.352517	99.07962	0.000000
2	135.9649	0.386775	0.875174	0.430673	98.27338	0.034003
3	164.6878	0.470604	0.842524	0.400314	98.26187	0.024693
4	188.2058	0.504969	0.801891	0.418516	98.23643	0.038195
5	208.4152	0.520111	0.750102	0.453399	98.19355	0.082837
6	226.2630	0.526331	0.697022	0.499622	98.11820	0.158824
7	242.3186	0.528322	0.644981	0.552927	98.00785	0.265916
8	256.9577	0.528307	0.595488	0.611119	97.86206	0.403024
9	270.4442	0.527490	0.549404	0.672726	97.68155	0.568827
10	282.9724	0.526557	0.507297	0.736703	97.46759	0.761853

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

Après examen du tableau-8, il est observé que 97,5% de la variance de l'erreur de prévision d'ATTIJARI est attribuée à ses propres innovations, tandis que la contribution des autres variables est négligeable.

Après examen du tableau 11 ci-dessous, il est constaté que 77,5% de la variance de l'erreur de prévision d'ONA est attribuée à ses propres innovations. De plus, 3% de cette variance est due aux innovations de COSUMAR et LESIEUR, tandis que 12,3% est attribuée aux innovations de MANAGEM.

**Tableau 11: Décomposition de la Variance de ONA**

1	24.78297	0.421145	0.811236	0.498422	0.018983	98.25021
2	35.82200	2.542536	2.616791	7.186754	1.211167	86.44275
3	43.87870	2.902557	3.125067	9.764861	1.914998	82.29252
4	50.27457	3.054773	3.310768	10.94759	2.407991	80.27888
5	55.57849	3.107644	3.367868	11.60113	2.797378	79.12598
6	60.10907	3.115425	3.361305	11.98830	3.138519	78.39646
7	64.05514	3.098495	3.320834	12.22834	3.453756	77.89858
8	67.54084	3.066925	3.260587	12.37795	3.754035	77.54050
9	70.65314	3.026239	3.188531	12.46831	4.045022	77.27190
10	73.45595	2.979729	3.109471	12.51783	4.329840	77.06313

**Source: Élaboré par les auteurs à l'aide de SPSS**

## Conclusion : discussion des principaux résultats et perspectives

En guise de conclusion, le présent article a cherché à analyser les relations de causalité entre le cours de l'action ONA et ceux de ses sociétés filiales. Plus précisément, nous avons examiné l'existence

d'une liaison entre les cours des sociétés filiales et la société mère ONA, et tenté d'expliquer les décisions prises en fonction de cette hypothèse. À la lumière de nos analyses, il est évident que, sur la période d'étude de 2007 à 2009, les cours de toutes les sociétés dans lesquelles ONA détient une participation ont connu des variations à la hausse ou à la baisse avec des irrégularités.

La recherche des déterminants de la dynamique entre ces variables repose sur la théorie de l'efficacité des marchés financiers, qui postule que l'information financière est intégrée instantanément dans les cours ou les variations des actions et des titres concernés, comme le soulignent de nombreux auteurs.

Du point de vue économétrique, notre modèle a mis en évidence l'impact de quatre variables sur l'évolution du cours de l'action ONA, correspondant à des sociétés opérant dans trois secteurs d'activité différents : le secteur financier, agro-alimentaire et minier. L'analyse des chocs impulsifs a révélé que des chocs positifs dans la base monétaire, le crédit à l'économie et les avoirs extérieurs nets entraînent une réaction positive de la masse monétaire. En revanche, un choc positif sur le coefficient de la variable ONA induit un effet positif ou négatif sur les coefficients des autres variables, qui varient dans le même sens que le cours d'ONA.

Nos résultats confirment la conformité de notre étude avec la théorie. De plus, ils permettent de déterminer sur quelle variable agir pour prendre une décision d'investissement ou de placement des actifs à long terme. Ainsi, une décision prise au niveau de l'une de ces sociétés entraînera certainement des réactions provenant de la relation dynamique existant entre toutes ces variables. Étant donné que ces variables sont toutes liées aux cours de clôture des actions échangées, on peut se demander si le cours de l'action ONA ou les cours de ses sociétés filiales cotées à la BVC peuvent être influencés par des variables autres que financières.

### **Perspectives de recherche :**

Bien que notre étude ait apporté des éclairages importants sur les relations de causalité et les déterminants du cours de l'action ONA et de ses sociétés filiales, il reste encore des pistes de recherche intéressantes à explorer. Voici quelques perspectives qui pourraient être envisagées :

- Analyser l'impact des facteurs macroéconomiques tels que le taux d'inflation, le taux de croissance économique ou les politiques monétaires sur les cours des actions d'ONA et de ses filiales.
- Étudier l'influence des facteurs politiques, tels que les décisions gouvernementales ou les changements de réglementation, sur la valeur des actions d'ONA et de ses filiales.
- Examiner l'effet des variables non financières, telles que les indicateurs de développement durable ou les performances environnementales, sur les cours des actions d'ONA et de ses filiales, afin de prendre en compte les aspects extra-financiers dans l'analyse.
- Élargir l'échantillon d'étude en incluant d'autres sociétés cotées à la BVC pour obtenir une vision plus complète des relations de causalité et des déterminants des cours d'actions.

En explorant ces perspectives de recherche, nous pourrions approfondir notre compréhension des liens entre les cours des actions d'ONA et de ses filiales, ainsi que des facteurs qui les influencent. Cela contribuera à une meilleure prise de décision en matière d'investissement et de gestion des actifs à long terme.

### **Bibliographie :**

Bae, K. H., Kang, J. K., & Kim, Y. S. (2002). Tunneling or value added? Evidence from mergers by Korean business groups. *The Journal of Finance*, 57(6), 2695-2740.

**BEN HOUAD Mohamed. (2022). *Impact de la liquidité des actions sur la liquidité de financement bancaire : preuves des banques commerciales marocaines, Volume4, n°2.***

Blanchard, O., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655-673.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.

Brealey, R. A., Myers, S. C., & Allen, F. (2011). *Principles of corporate finance* (11th ed.). McGraw-Hill/Irwin.

Chan, N.H. (2002). *Time Series Applications to Finance*. New York: Wiley.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1, pp. 65-148). Elsevier.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.

**DAIDAI Fouad, Larbi TAMNINE (2022), *les déterminants de la structure du capital des entreprises cotées : une revue de littérature systématique, Alternatives Managériales et Economiques, Volume 4, N°2.***

Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

Elliot G., Rothenberg T.J., Stock J.H. (1996). Efficient Tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.

Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007.

- Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.
- Fuller, K., Netter, J., & Stegemoller, M. (2002). What do returns to acquiring firms tell us? Evidence from firms that make many acquisitions. *The Journal of Finance*, 57(4), 1763-1793.
- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), 121-130.
- Higgins, M. J., & Rodriguez, D. (2006). The outsourcing of R&D through acquisitions in the pharmaceutical industry. *Journal of Financial Economics*, 80(2), 351-383.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford University Press.
- Kuido, N. (2019). L'impact de la hausse des prix de participation dans des filiales de la mère. <http://portal.investheroes.ru>
- Matthew Higgins et Daniel Rodriguez (2006). L'externalisation de la R&D par des acquisitions dans l'industrie pharmaceutique. *Journal d'économie financière*, 80(2), 351-383.
- Myron B. Slovin, Marie E. Sushka et John A. Polonchek. (1999). Une analyse des effets de contagion et de concurrence dans les banques commerciales. *Journal d'économie financière*, 54(2), 197-225.
- Nelson, C. R., Plosser, C. I. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Nikita, C. (2019). The impact of subsidiary independence on multinational flexibility and performance. *Journal of International Business Studies*, 50(2), 172-196.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48(1), 1-48.
- Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36(5), 975-1000.

Slovin, M. B., Sushka, M. E., & Polonchek, J. A. (1999). An analysis of contagion and competitive effects at commercial banks. *The Journal of Financial Economics*, 54(2), 197-225.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 61(4), 783-820.