

La répercussion des facteurs macroéconomiques sur la performance marché boursier marocain : étude économétrique par le modèle VAR

The répercussion of macroeconomic factors on the performance of the Moroccan stock market: Econometric Study using the VAR Model

Abdelhadi ALIMOUSSA, (Doctorant)

*Laboratoire des Sciences Economiques et Politiques Publiques (LSEPP)
Faculté d'Economie et de Gestion de Kénitra
Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc*

Hicham ASSALIH, (Enseignant-Chercheur)

*Laboratoire des Sciences Economiques et Politiques Publiques (LSEPP)
Faculté d'Economie et de Gestion de Kénitra
Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc*

| | |
|-------------------------------------|--|
| Adresse de correspondance : | Faculté d'économie et de gestion de Kénitra Université ibn Tofail Maroc (Kénitra) 05373-29218 |
| Déclaration de divulgation : | Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. |
| Conflit d'intérêts : | Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts. |
| Citer cet article | ALIMOUSSA, A., & ASSALIH, H. (2023). La répercussion des facteurs macroéconomiques sur la performance marché boursier marocain : étude économétrique par le modèle VAR. International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics, 4(4-2), 581-601. https://doi.org/10.5281/zenodo.8299557 |
| Licence | Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND |

Received: July 28, 2023

Accepted: August 28, 2023

La répercussion des facteurs macroéconomiques sur la performance marché boursier marocain : Une analyse utilisant l'approche VAR

Résumé :

L'essence de cette recherche réside dans l'exploration des facteurs macroéconomiques qui exercent leur influence sur l'évolution du marché boursier au Maroc. Pour ce faire, nous nous appuyons sur l'approche de l'économétrie des séries chronologiques, en particulier le modèle VAR (Vector Autoregressive). Les données à notre disposition couvrent une période de 21 années, s'étalant de 2002 à 2022, et ont été extraites avec soin des rapports émanant de diverses sources, telles que la Bourse des Valeurs de Casablanca (BVC), la plateforme Manar du Ministère des Finances, Bank-Maghreb, le Haut-Commissariat au Plan (HCP), la Banque Mondiale et le Fonds Monétaire International (FMI).

Les conclusions découlant de cette investigation se révèlent particulièrement éclairantes. Il est indubitable que des variables clés telles que l'indice des prix à la consommation, l'épargne nationale brute, le produit intérieur brut (PIB) et le taux de change réel effectif jouent un rôle prépondérant dans la dynamique du marché boursier. Plus précisément, notre enquête révèle que l'indice des prix à la consommation et l'épargne nationale brute exercent une influence positive sur le développement du marché boursier. À l'opposé, le PIB et le taux de change réel effectif se traduisent par un impact négatif sur la croissance du marché boursier. En guise de conclusion, nos travaux s'étendent vers l'analyse des liens de causalité ainsi que la décomposition des variances, approfondissant ainsi notre compréhension des interactions complexes entre ces facteurs macroéconomiques et l'évolution du marché boursier au Maroc.

Mots clés : Variables macroéconomiques ; Modélisation VAR; l'indice boursier MASI et la décomposition de variance.

JEL Classification : C22, C32, C51, E44

Type du papier : Recherche empirique

Abstract :

The essence of this research lies in exploring the macroeconomic factors that exert their influence on the evolution of the stock market in Morocco. To achieve this, we rely on the methodology of time series econometrics, specifically the Vector Autoregressive (VAR) model. The available data spans a period of 21 years, ranging from 2002 to 2022, and has been meticulously extracted from reports originating from various sources, such as the Casablanca Stock Exchange (BVC), the Manar platform of the Ministry of Finance, Bank-Maghreb, the High Commission for Planning (HCP), the World Bank, and the International Monetary Fund (IMF).

The conclusions drawn from this investigation prove to be highly enlightening. It is indisputable that key variables such as the Consumer Price Index, Gross National Savings, Gross Domestic Product (GDP), and Real Effective Exchange Rate play a pivotal role in the dynamics of the stock market. Specifically, our inquiry reveals that the Consumer Price Index and Gross National Savings have a positive influence on the development of the stock market. Conversely, GDP and the Real Effective Exchange Rate manifest a negative impact on stock market growth.

In conclusion, our work extends to the analysis of causal relationships as well as the decomposition of variances, thereby deepening our understanding of the intricate interactions between these macroeconomic factors and the evolution of the stock market in Morocco.

Keywords : Macroeconomic variables; VAR modelling; MASI stock index and variance decomposition.

Classification JEL : C22, C32, C51, E44

Paper type : Empirical Research

1. Introduction

De nombreux chercheurs ont essayé de découvrir les indicateurs macroéconomiques du développement des marchés boursiers dans les pays développés et émergents. Calderon et Rossell ont proposé un modèle qui inclut des variables macroéconomiques qui pourraient influencer la capitalisation boursière ; Bien que les indicateurs macroéconomiques sont importants dans le développement du marché boursier. (Garcia, 1999) ont montré que les facteurs macroéconomiques tels que le revenu réel, le taux d'épargne, le développement des intermédiaires financiers et la liquidité du marché boursier sont des déterminants cruciaux du développement du marché boursier. Ainsi que la recherche de ce constat n'intéresse non plus les pouvoirs publics uniquement, mais également les chercheurs et les économistes. (A., 2020)

Il s'agit tout d'abord de l'hypothèse dite "Supply leading" où c'est le développement financier qui est à l'origine de la croissance économique. Ensuite, il propose l'hypothèse inverse dite "Demand following" où le développement financier est une conséquence de la croissance. Enfin, l'hypothèse dite "Stage-of-development" stipule que la finance cause la croissance dans les économies moins développées, mais au fur et à mesure que les économies se développent, la causalité s'inverse, la croissance prenant le dessus sur la finance. (BOUZIDI.Z, 2017-2018) Par la suite (McKinnon, 1973) entreprit de tester empiriquement ces hypothèses et trouva que le lien de causalité allant du développement financier vers la croissance est plus déterminant. Ces résultats ont eu une grande influence sur les politiques menées par le Fonds Monétaire International (FMI) et la banque mondiale dans les pays en développement, notamment en ce qui concerne les réformes du système financier dans ces pays.

Plusieurs études vont ultérieurement aboutir aux mêmes résultats que (McKinnon, 1973), comme celles de la banque mondiale (1989), (Pagano, 1993), (K. Neusser and M. Kugler), (Calderón, 2003). À l'inverse, moins d'études confirment, empiriquement, la causalité allant de la croissance vers la finance. Toutefois, Robinson (1952) (BARRY, 2012) soutenait que la plus grande importance accordée à la finance tendait à négliger ce dernier sens de causalité. Vu l'importance des implications en matière de politique économique, les recherches sur les liens entre finance et croissance constituent d'être d'actualité. (BARRY, 2012)

A ce niveau, la question principale qui se pose est la suivante : Quels sont les déterminants macroéconomiques qui influencent le marché boursier marocain ? Et Comment ces indicateurs contribuent à l'amélioration du rendement de la bourse valeur Casablanca (BVC) ? Pour pouvoir répondre à notre question, notre démarche consiste à proposer un certain nombre d'hypothèses théoriques, qui seront soumises à une vérification économétrique.

Hypothèse 1 : les déterminants macro-économiques ont un impact sur le rendement du marché boursier.

Hypothèse 2 : les déterminants macro-économiques n'ont pas d'impact sur le rendement du marché boursier.

Le présent article sera éclaté en trois sections. La première section consiste à présenter une esquisse de la revue de littérature et empirique, traitant la relation entre les facteurs macroéconomiques et le marché boursier. La deuxième section portera sur la présentation des données et la méthodologie utilisée la troisième et dernière section, sera consacrée aux résultats et analyse des résultats. Pour boucler notre analyse, une conclusion sera de mise synthétisant toutes les étapes de cette étude.

2. Revue de littérature

2.1. Revue Théorique :

La quête des facteurs sous-jacents au développement des marchés boursiers a engendré une panoplie d'études scientifiques, embrassant aussi bien les économies développées que celles

en développement, en raison de l'empreinte significative qu'ils imprègnent sur la croissance économique. Cette section reflète une rétrospective des recherches antérieures abordant les déterminants macroéconomiques du développement des marchés boursiers, tant dans les nations industrielles que dans celles en émergence. (BOUAZIZI, 2021)

Un jalon pionnier dans ce domaine a été établi par (Garcia, 1999), qui ont entrepris une enquête portant sur quinze pays industriels et en développement. Leurs conclusions ont révélé que le revenu réel, le taux d'épargne, l'évolution des intermédiaires financiers, et la liquidité des marchés boursiers constituent des éléments essentiels propices au développement de ces marchés. Une étude menée en Estonie par Hsing (2014) a exposé un lien positif entre l'indice boursier et le ratio dette/PIB, le PIB réel, ainsi que l'indice boursier allemand, tandis que des associations négatives ont été établies avec le taux de change, le taux d'intérêt intérieur, l'inflation anticipée et le rendement des obligations gouvernementales de la zone euro. Dans les pays générateurs de croissance globale (3G), (Al Mamun, 2013) a adopté un modèle ARDL de panel, confirmant le rôle substantiel des variables macroéconomiques dans le développement du marché boursier.

Au Pakistan, (Muhammad & Sonia, 2017) ont mis en lumière des corrélations significatives entre la capitalisation boursière, les investissements directs étrangers, la masse monétaire, et les prix du pétrole. (Sukruoglu, 2014), dans une étude similaire, ont noté que le revenu, le ratio de monétisation, le ratio de liquidité, le taux d'épargne et l'inflation exercent des impacts sur le développement du marché boursier, où les ratios de monétisation et l'inflation manifestent des effets négatifs, tandis que le revenu, le ratio de liquidité et le taux d'épargne revêtent une connotation positive.

De nombreuses études, dont (Al Mamun, 2013), (Sukruoglu, 2014), (Odhiambo, 2019), (Kemboi, 2012), (Yartey, 2008), (Ph.D. & Subedi, 2014), (Matadeen, 2017), (BAYAR, 2016) ont convergé vers la notion que les investissements directs étrangers, la croissance économique, la liquidité des marchés boursiers, l'ouverture commerciale, l'inflation, le taux d'épargne, et le développement du secteur bancaire, forment les déterminants saillants du développement des marchés boursiers

Les recherches empiriques se penchant sur le Nigeria dans ce contexte demeurent peu nombreuses, comme antérieurement mentionné. Les études disponibles se sont concentrées sur la corrélation entre les prix du marché boursier et les variables macroéconomiques ((Asaolu, 2010); (I. Oseni, 2011); (Fasanya, (2013); Abdulkarim, 2014 ; (OLASEHINDE Olabisi., 2022). ont évalué l'impact du développement du marché boursier sur la croissance économique, mais sans explorer la relation inverse. Pour sa part, Okoro (2017) n'a pas réussi à traduire le développement du marché boursier en capitalisation boursière, laquelle, selon les dires de (Levine, 1996) et (Demirguc-Kunt, 1996), (cités par (Garcia, 1999)), se révèle moins arbitraire que d'autres mesures et indices individuels de développement du marché boursier.

Pour (Garcia, 1999) ont inscrit l'une des premières études à leur actif, sondant l'influence des principales variables macroéconomiques sur le développement des marchés boursiers dans quinze pays développés et en développement sur la période 1980-1995, à l'aide de la régression par panel. Leur démarche a confirmé que le niveau de revenu réel, le taux d'épargne, le développement du secteur bancaire, et la liquidité du marché boursier, jouent un rôle constructif dans le développement de ces marchés. À l'opposé, Claessens et al. (2001) se sont penchés sur la relation entre les investissements directs étrangers et le développement des marchés boursiers dans 77 pays, sur la période 1990-2000, à travers l'approche de la régression par panel. Leurs conclusions ont révélé un effet positif des investissements directs étrangers sur le développement des marchés boursiers.

En reprenant cette foulée, (Nalin, 2014) ont scruté l'impact des principales variables macroéconomiques sur le développement des marchés boursiers au sein de 19 pays européens sur la période 1995-2011, en utilisant une régression dynamique de panel. Leurs résultats ont

révélé une corrélation positive entre le revenu, le taux d'épargne, et la liquidité des marchés boursiers avec leur développement, tandis que l'inflation et le taux de monétarisation affichent une association négative avec ce développement. (A., 2020)

Pour parvenir à une synthèse de notre problématique, il est nécessaire de présenter un certain nombre d'hypothèses théoriques, qui feront l'objet d'une vérification économétrique.

Ces hypothèses sont:

Hypothèse 1 : Les facteurs macroéconomique à une influence positive ou négative sur le développement du marché boursier marocain

Hypothèse 2 : Les facteurs macroéconomique n'a pas une influence sur le développement du marché boursier marocain.

2.2. Revue empirique :

Dans cette section, nous nous pencherons sur les débats empiriques qui entourent l'influence des indicateurs macroéconomiques sur le marché boursier sur la base de diverses études économétriques.

La plupart des résultats montrent que le marché boursier marocain est sous-développé, ce qui implique qu'il a une faible incidence sur la croissance économique et le taux de change exerce un impact positif, mais statistiquement non significatif sur l'indice de mesure de la performance de la bourse de Casablanca ce qui a été confirmé par John (2018) pour le Nigéria.

Ce qui implique que les études et les travaux empiriques effectués consolident le fait qu'il existe un lien entre la croissance économique et la performance de marché boursier et entre les facteurs macroéconomique et les cours des actions.

Le tableau suivant résume en quelque sorte les principaux résultats de différentes études empiriques menées sur le développement de marché boursier :

Table 1: Résumé de quelques études économétriques

| Titre de l'article / Année | Auteur (s) | Pays | Les variables utilisés | Méthode | Les résultats principaux de l'étude |
|--|--|------------------|--|--|--|
| <i>L'impact des Indicateurs Macroéconomiques sur le Cours des Actions. (2005-2006)</i> | (Mouna.B, 2005-2006) | Etats-Unis (USA) | <i>L'indice Standard and Poor's 500 (S&P 500), L'indice des prix à la consommation (IPC), le taux des fonds fédéraux, les importations, les exportations, la production industrielle, l'agrégat M3 et le taux de chômage. (Mouna.B, 2005-2006)</i> | <i>VECM et VARMA-VECM.</i> | <i>Les résultats du test de causalité de Granger, W. (1988) impliquent une efficience informationnelle du taux de chômage, des exportations, des importations et de l'agrégat M3 par rapport à l'indice S&P 500. Pour ce qui est des résultats du VECM et du VARMAVECM, ils tendent à impliquer une efficience informationnelle des importations par rapport à l'indice S&P 500. (Mouna.B, 2005-2006)</i> |
| <i>Déterminants macroéconomiques du développement du marché boursier.</i> | (Zhou, Zhao, & Belinga, 2015) | Cameroun | <i>La liquidité du marché boursier (ratio de la valeur boursière négociée) et l'ouverture financière (investissement direct étranger et flux de capitaux privés. (Zhou, Zhao, & Belinga, 2015)</i> | <i>Modèle Calderon-Rossell modifié</i> | <i>Les résultats montrent que principalement, la liquidité du marché boursier (ratio de la valeur boursière négociée) et l'ouverture financière (investissement direct étranger et flux de capitaux privés) ont une influence positive et significative sur le développement du marché boursier au Cameroun. (Zhou, Zhao, & Belinga, 2015)</i> |
| <i>Déterminants macroéconomiques du développement du marché boursier. (2019)</i> | (Bolanle A. Azeez) | Nigeria | <i>Développement du marché boursier, PIB, développement du secteur bancaire, liquidité du marché boursier, investissement direct étranger, taux d'inflation et taux d'épargne. (Bolanle A. Azeez)</i> | <i>ARDL</i> | <i>Les principaux déterminants macroéconomiques du développement des marchés boursiers dans le contexte du Nigerian Stock Exchange Market sont, à court et à long terme, le développement du secteur bancaire, la liquidité du marché boursier, l'investissement direct étranger et, dans une certaine mesure, le niveau de revenu (PIB), tandis que le taux d'inflation, qui reflète la stabilité macroéconomique, et le taux d'épargne ne contribuent pas de manière significative à l'évolution des marchés boursiers. L'étude suggère donc, entre autres, que les décideurs politiques puissent assurer la stabilité économique afin de garantir le développement des marchés boursiers.. (Bolanle A. Azeez)</i> |
| <i>L'IMPACT DU DEVELOPPEMENT DU MARCHE BOURSIER SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE : ETUDE ECONOMETRIQUE. (2019)</i> | <i>Mme. DOUKKALI Qamar Et M. AHMED HEFNAOUI (HEFNAOUI, 2019)</i> | Maroc | <i>Croissance économique annuelle (CROSS), Capitalisation Boursière par rapport au PIB (TAILLE), Taux de rotations des actions nationales cotées / Capitalisation boursière (TURNOV), Profondeur du marché (DEPTH), Taux d'inflation (INFL), Formation brut du</i> | <i>VAR</i> | <i>Il est intéressant de noter que nos études empiriques montrent que le marché boursier marocain est sous-développé, ce qui implique qu'il a une faible incidence sur la croissance économique (la capitalisation boursière a un effet positif sur la croissance du PIB et sur l'inflation). À travers l'étude de causalité, nous découvrons que la capitalisation boursière des</i> |

| | | | | | |
|--|-------------------------------------|-------|---|------|--|
| | | | capital fixe (FBCF), PIB par Habitant (PIBH), Taux d'emploi (CAPTR), Dépense de consommation finale des administrations Publiques (%PIB) (DCG) et Taux d'ouverture de l'économie (%PIB) (TO) (Bolanle A. Azeez) | | entreprises nationales cotées génère l'inflation et le taux d'emploi au sens de Granger. Mais notre marché boursier pâtit d'un manque de compétitivité en matière de collecte de l'épargne, car les sociétés émettrices en bourse limitent les choix d'investissement et mettent en péril la liquidité du marché boursier. (Bolanle A. Azeez) |
| <i>L'impact des Indicateurs macroéconomiques sur la performance du marché boursier marocain. (2020)</i> | JANNDI W. & MOUSSAMIR A. (A., 2020) | Maroc | L'indice phare de la Bourse des Valeurs de Casablanca (MASI), L'indice des prix à la consommation (IPC) Taux de change MAD/\$ (EXC), L'investissement direct étranger (IDE), l'épargne brute en pourcentage du PIB (EPR), Taux d'intérêt (TIR), Produit Intérieur Brut en MAD (PIB) et le volume des transactions en % du PIB (VOL). | MCO | Les résultats empiriques de cette étude sont les suivants: le Produit Intérieur Brut, le taux d'intérêt et le volume des transactions constituent les principaux déterminants de la performance des marchés financiers. Par ailleurs, les résultats prouvent l'absence de lien significatif entre l'épargne, les Investissements Directs Etrangers, le taux de change et le taux d'inflation (variables indépendantes) et l'indice phare de la Bourse des Valeurs de Casablanca (Variable dépendante). |
| <i>Contribution à l'étude de l'impact de développement du marché boursier sur la croissance économique. (2021)</i> | (BOUAZIZI, 2021) | Maroc | la capitalisation boursière (taille du marché) et le PIB au prix courant (BOUAZIZI, 2021) | VECM | Dans ce papier, nous sommes interrogés sur l'impact de développement du marché boursier sur la croissance économique. Pour cette raison nous avons mené une étude économétrique qui a porté sur des données de la période 1992-2019. Les résultats de cette étude ont montré que le marché boursier marocain, malgré les multiples réformes, ne contribue que faiblement à la croissance économique du pays. (BOUAZIZI, 2021) |

Source : Auteurs

3. Méthodologie de recherche

La relation entre les indicateurs macroéconomiques et le développement du marché boursier est devenue un sujet de débat parmi les économistes. Alors que la majorité des recherches confirment un lien positif entre le développement du marché boursier et la croissance économique.

Cette étude examine l'impact des facteurs macroéconomique sur l'évolution du marché boursier au Maroc à travers le modèle VAR sur 2002 au 2022

La littérature économétrique a identifié le VAR comme un véritable moyen d'étudier l'effet des chocs sur une variable économique à la fois à court et à moyen terme (Elbourne, 2007 ; Adebisi, 2010). La formulation du modèle VAR dépend fortement de l'identification des chocs dans le modèle VAR et cela dépend souvent des objectifs du chercheur ainsi que de la littérature. (Oussama RITAH, 2022)

L'idée d'utiliser les modèles VAR pour l'analyse et la prévision économique a été émise par Sims (1980). Les étapes préliminaires à la modélisation VAR (E.Clément & J.Germain, 1993) sont : (Al, 2020)

- Étude de la stationnarité des variables
- Détermination du nombre optimal de retard
- Étude de la cointégration
- Étude du modèle VAR

3.1. Modèle de recherche :

Le modèle à estimer :

Notre modèle s'écrit comme suit :

$$\text{MASI} = f(\text{IPC}; \text{ENB}; \text{PIB}; \text{TCRE})$$

La modélisation VAR à « 4 » variables et « p » retards de notre étude s'écrit de la manière suivante :

L'équation à estimer s'écrit comme suit :

$$\text{MASI}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{IPC}_t + \beta_2 \text{ENB}_t + \beta_3 \text{PIB}_t + \beta_4 \text{TCRE}_t + \varepsilon_t$$

Avec :

- MASI : l'indice phare de la bourse Casablanca MASI.
- IPC : l'indice du prix à la consommation.
- ENB : Epargne national brut.
- PIB : Produit intérieur brut.
- TCRE : Taux change réel effectif.
- β_t : Coefficient associé à la variable t.
- ε_t : Terme d'erreur aléatoire.

La base de données a été collectée à partir des données des organismes de la liste suivante : Bourse de Casablanca; Bank al Maghreb; Haut-commissariat du plan ; IMF (fond monétaire international); Banque mondiale.

Après la désignation des variables indépendantes et de la variable dépendante, les hypothèses de l'étude et les résultats souhaités, ainsi que de la mythologie à suivre, il faut maintenant d'aborder l'application empirique sous Eviews 10, afin de trouver les réponses recherchées.

Pour modéliser le rôle des indicateurs macroéconomiques et l'indice MASI, nous estimerons notre modèle à l'aide de la méthode VAR, en respectant les étapes précédentes afin d'identifier les résultats et de les interpréter.

3.2. Échantillon et données :

Les séries utilisées dans cette étude sont annuelles. Les sources principales de nos données sont « les Statistiques Financières Internationales du F.M.I» (IMF), plateforme Banque mondiale (Banque Mondiale), les rapports annuels de « Bank Al-Maghrib », Haut-commissariat du plan (HCP) (HCP, 2021) (HCP, 2023) et la plateforme de la bourse valeurs Casablanca (BVC) (Bourse valeur de casablanca) et la plateforme MANAR (Ministre finance) (PORTAIL MANAR. (s. d.)). Cette étude couvre une période allant de 2002 jusqu'en 2022. En plus de ça de corriger le problème des valeurs manquantes dans la base données on le remplaçant par le moyen arithmétique de chaque série.

Nos données sont de deux types. Le premier est financier. Il est représenté par l'indice MASI. Le deuxième type est de nature macroéconomique. Il est représenté dans notre travail par quatre variables macroéconomiques

Le choix de ces variables est justifié par deux considérations importantes : d'une part, les variables retenues doivent être logiquement en correspondance avec le développement de marché boursier, et le choix de l'indice MASI, car il est considéré l'indice phare de la bourse de valeur Casablanca.

Table 2: Présentation des variables utilisées dans l'estimation des modèles

| Variables | Description | Fréquence | Temporelle Période | Source |
|-----------|---|-----------|--------------------|--|
| MASI | l'indice phare de la bourse Casablanca MASI | Annuelle | 2002-2022 | Plateforme Manar-Ministère de l'économie et des finances |
| IPC | l'indice du prix à la consommation | Annuelle | 2002-2022 | Plateforme Manar-Ministère de l'économie et des finances |
| ENB | Épargne national brut | Annuelle | 2002-2022 | Plateforme Manar-Ministère de l'économie et des finances |
| PIB | Produit intérieur brut | Annuelle | 2002-2022 | Le haut-commissariat au plan (HCP) |
| TCRE | Taux change réel effectif | Annuelle | 2002-2022 | Banque mondiale |

Source : Auteurs

4. Résultats:

Les données utilisées dans cette étude comportent l'indice de prix à la consommation, le produit intérieur brut, l'épargne national brut, taux change réel effectif et l'indice phare de la bourse Casablanca MASI, couvrant la période 2002-2022. Il est un fait bien établi au sein de la sphère académique que la plupart des données issues de séries chronologiques ne démontrent pas de stationnarité à leur niveau initial.

Cette situation émerge en raison du fait que certaines variables présentent des amplitudes soit trop réduites, soit excessivement étendues, engendrant une probabilité quasi nulle qu'elles regagnent leur valeur moyenne escomptée. Face à ce tableau, il devient donc impératif pour les chercheurs travaillant avec des séries chronologiques de mettre en œuvre un test de racine unitaire ou de stationnarité.

4.1. Test de racine unitaire

Au sein de cette étude, nous sommes appuyés sur les tests de Dickey-Fuller augmenté ainsi que le test de Philipps-Perron, intégrant en premier lieu une tendance et une constante, puis seulement une constante. Les résultats émergés de ces tests dévoilent que la stationnarité se manifeste pour toutes les séries temporelles une fois qu'elles sont différenciées pour la première fois. Notre démarche décisionnelle dans cette analyse s'articule ainsi : une valeur significative obtenue à travers les tests ADF ou PP au niveau de signification de 5 % atteste de la stationnarité de la variable en question, et inversement. (Oussama RITAH, 2022)

Ce protocole de validation se montre essentiel pour bâtir une assise solide dans le traitement des données de séries chronologiques, enrichissant notre compréhension des mécanismes sous-jacents et des interactions inhérentes à ces variables, en dépit de leurs fluctuations initiales. (Oussama RITAH, 2022)

Table 3: Résultats des tests de racine unitaire

| Variable et le test | A niveau | | | En 1ère différence | | | Ordre d'intégration |
|---------------------|----------|-----------|-----------------|--------------------|-----------|-----------------|---------------------|
| | None | Intercept | Trend intercept | None | Intercept | Trend intercept | |
| ADF Test | Prob | | | | | | |
| MASI | 0,9999 | 0,1361 | 0,5400 | 0,0001 | 0,0078 | 0,0148 | I(1) |
| IPC | 0,1972 | 0,0976 | 0,2777 | 0,0001 | 0,0026 | 0,0148 | I(1) |
| ENB | 0,9990 | 0,9418 | 0,2850 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0004 | I(1) |
| PIB | 0,9999 | 0,7233 | 0,0610 | 0,4973 | 0,0000 | 0,0042 | I(1) |
| TCRE | 0,1229 | 0,2657 | 0,7083 | 0,0027 | 0,1229 | 0,0658 | I(1) |
| PP Test | Prob | | | | | | |
| MASI | 0,7466 | 0,0919 | 0,6447 | 0,0006 | 0,0084 | 0,0203 | I(1) |
| IPC | 0,2255 | 0,0880 | 0,2574 | 0,0001 | 0,0021 | 0,00132 | I(1) |
| ENB | 0,9989 | 0,8675 | 0,2517 | 0,0002 | 0,0001 | 0,0006 | I(1) |
| PIB | 1,0000 | 0,9227 | 0,0610 | 0,0043 | 0,0000 | 0,0001 | I(1) |
| TCRE | 0,1229 | 0,2657 | 0,7083 | 0,0043 | 0,0000 | 0,0657 | I(1) |

Source : Auteurs

Les résultats des tests de racine unitaire effectués montrent que toutes les séries sont non stationnaires en niveau. En revanche, les séries des variables d'IPC, l'indice prix à la consommation (IPC), l'épargne national brut (ENB), Produit intérieur Brut (PIB), Taux change réel effectif (TCRE) sont devenues stationnaires après la première différence.

L'analyse de la stationnarité démontre que la variable endogène « MASI » est stationnaire en différence première d'ordre (1), concernant les autres variables exogènes, la variable « IPC », « ENB », « PIB » et « TCRE » elles sont soit stationnaire en première différenciation, soit en deuxième.

Le choix de la stationnarité se fait en comparant la p-value avec le niveau de signification.

Si le p-value est inférieur au seuil (5%) alors la série concernée est dite stationnaire.

Cependant, si elle est supérieure au seuil, la série est dite non stationnaire, dans ce cas on procède au processus de (DS) differency Stationary.

Pour rappel, les prévisions économétriques qui ont le mérite d'être fiables doivent être faites que pour des séries stationnaires.

D'après le test de stationnarité de Dickey Fuller augmenté et Test PP réalisé sur nos différentes variables préalablement choisies, elles sont toutes intégrées d'ordre (1). Ce qui justifie l'utilisation du test de Co intégration. La méthode de Johansen consiste à estimer un ou plusieurs vecteurs de Co intégration entre les variables à long terme par la méthode du maximum de vraisemblance. Cette étape consiste à déterminer le nombre de retard optimum pour l'estimation du modèle, ce nombre influence la qualité de l'estimation, ainsi que le nombre relation de Co intégration

4.2. Sélection du retard optimal.

Table 4: Résultats des nombres de retard optimal

| Nombre de retard | Critère d'Akaike | Critère de Schwarz |
|------------------|------------------|--------------------|
| 0 | 96,26074 | 96,50580 |
| 1 | 95,82655 | 97,29693 |
| 2 | 92,97642 | 95,67211 |

Source : auteurs

Les résultats nous donnent un VAR optimal d'ordre 2 c'est-à-dire un VAR (2)

4.3. Test de cointégration de Johansen (test de la trace) :

Pour effectuer le test, la spécification à retenir dépend de :

- L'absence ou la présence de la constante dans le modèle à correction d'erreur ;
- L'absence ou la présence de la constante et de la tendance dans la relation de cointégration.

Nous effectuons le test de la trace en supposant l'absence de la tendance dans la relation de long terme et de la constante dans le modèle à correction d'erreur. Ce choix peut être justifié économiquement du fait que la présence de la constante dans le modèle à correction d'erreur ne valide le modèle ECM (coefficient du terme de rappel vers l'équilibre de long terme est positif). (MADENE Kahina, 2015)

Nous avons effectué le test de Co intégration fondé sur la comparaison du ratio de vraisemblance à sa valeur critique. L'hypothèse du test est formulée comme suit :

H0: $r=0$ (Il existe une relation de cointégration)

H1: $r>0$ (Il n'existe pas une relation de cointégration)

Les résultats du test de cointégration (annexe 5) nous montrent que le nombre de relation de cointégration ($r=5$) est égale au nombre de variables du modèle c'est-à-dire la matrice des valeurs propres est de plein rang ($r=k$) d'où l'hypothèse nulle d'existence de relation de cointégration est rejetée, donc il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables.

4.4. Validation du modèle VAR

Les figures (annexe 3) suivant représentent l'estimation du modèle VAR(2) pour les différentes variables retenues

Avant d'estimer le Modèle VAR(2), obligé de valider le modèle à partir les étapes suivant :

• Tests sur les résidus :

Avant d'interpréter économiquement les résultats, on doit tester la robustesse économétrique du modèle qui est évaluée par le test de normalité de Jarque-Bera administré à chaque équation, par le test d'indépendance sérielle du multiplicateur de Lagrange et par le test d'homoscédasticité de White. (Annexe 3)

• Test de normalité :

L'hypothèse de normalité des termes d'erreurs précise la distribution statistique des estimateurs. C'est donc, grâce à cette hypothèse, que l'inférence statistique peut se réaliser. Cette hypothèse peut être testée sur les variables du modèle ou sur les termes d'erreurs du modèle. Ce test est réalisé grâce à la statistique de Jarque-Bera (JB) (1980) et suit une loi du khi-deux à deux degrés de liberté au seuil de 5% égal à 5,99. Il permet de savoir si les variables du modèle suivent ou non une loi normale.

Les probabilités de Skewness, Kurtosis et Jarque-Bera sont supérieures à 5%, ce test nous amène à accepter l'hypothèse nulle qui stipule que les résidus sont normaux.

La Prob Jarque-Bera indiquée dans le tableau précédent est égale à 0.5923, elle est bien supérieure à 0.05, donc nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle. D'où, les résidus suivent la loi normale.

• Test d'hétéroscédasticité des résidus (test de white)

Le test d'hétéroscédasticité est important pour s'assurer si les résidus constituent un bruit blanc. Selon les résultats ci-dessous obtenus par Eviews 10, il y a homoscédasticité des erreurs, car 0.3132 est supérieur à 0,05.

• Test d'autocorrélation des erreurs

Ce test appelé aussi test de corrélation des erreurs vérifie si les erreurs ne sont pas corrélées. La présence de l'autocorrélation résiduelle rend périmée les commentaires concernant la

validité du modèle et les tests statistiques. Il convient de détecter l'autocorrélation des erreurs par le test de Durbin-Watson. Mais dans le cas du modèle autorégressif, on remplace le test de Durbin-Watson par le LM test du fait que la variable endogène est décalée. Dans le cas de cet article, Le test LM d'indépendance sérielle des écarts aléatoires nous montre que les erreurs sont indépendantes (Car la probabilité de commettre une erreur de première espèce est supérieure à 5%) (Voir le tableau ci-dessous).

La probabilité est supérieure à 5%, on accepte l'hypothèse nulle selon laquelle les résidus ne sont pas corrélés (absence d'autocorrélation).

Les résultats des tests diagnostiques nous montrent que les résidus sont normaux et ne sont pas corrélés et absence d'hétéroscédasticité, Nous concluons ainsi que notre modèle est validé et significatif.

Les différents tests économétriques effectués montrent que notre modèle est bien spécifié, qu'il y a absence d'autocorrélation et homoscédasticité des erreurs et que le modèle est structurellement et conjoncturellement stable donc la robustesse économétrique du modèle est satisfaisante. Le pouvoir explicatif de chaque équation est élevé, on peut maintenant passer à l'interprétation économique. (I., 2019)

4.5. Estimation et Interprétation économique du Modèle VAR :

Les résultats du tableau montrent qu'un grand nombre des coefficients associés à chaque variable ne sont pas significatifs d'un point de vue statistique.

Table 5: Equation de Modèle VAR(2)

| | |
|------------|---|
| Equation 1 | $DMASI = 0.0577 * DMASI_{t-1} - 0.8220 * DMASI_{t-2} - 0.0004 * DIPC_{t-1} + 0.0041 * DIPC_{t-2} + 0.0707 * DENB_{t-1} + 0.0381 * DENB_{t-2} - 0.0172 * DPIB_{t-1} - 0.00270 * DPIB_{t-2} - 301.3317 * DTCRE_{t-1} - 705.3909 * DTCRE_{t-2} - 1186.7254$ |
| Equation 2 | $DIPC = -14.3094 * DMASI_{t-1} + 26.5234 * DMASI_{t-2} - 0.9306 * DIPC_{t-1} - 0.4827 * DIPC_{t-2} + 4.3150 * DENB_{t-1} + 3.9039 * DENB_{t-2} + 3.5116 * DPIB_{t-1} + 4.3714 * DPIB_{t-2} + 46349.5364 * DTCRE_{t-1} + 39436.8789 * DTCRE_{t-2} - 439255.4452$ |
| Equation 3 | $DENB = 2.6897 * DMASI_{t-1} - 2.9917 * DMASI_{t-2} - 0.02256 * DIPC_{t-1} - 0.0188 * DIPC_{t-2} + 0.9191 * DENB_{t-1} - 0.1478 * DENB_{t-2} - 0.2145 * DPIB_{t-1} - 0.0437 * DPIB_{t-2} - 1522.8012 * DTCRE_{t-1} + 3001.6791 * DTCRE_{t-2} + 17008.8007$ |
| Equation 4 | $DPIB = 0.10468 * DMASI_{t-1} + 0.7971 * DMASI_{t-2} - 0.11082 * DIPC_{t-1} - 0.05431 * DIPC_{t-2} + 0.9691 * DENB_{t-1} + 3.9039 * DENB_{t-2} + 3.5116 * DPIB_{t-1} + 2719.9033 * DPIB_{t-2} - 2719.9033 * DTCRE_{t-1} + 3758.4439 * DTCRE_{t-2} + 37129.7167$ |
| Equation 5 | $DTCRE = -0.00051 * DMASI_{t-1} + 0.00018 * DMASI_{t-2} + 6.5916 * DIPC_{t-1} - 4.6093 * DIPC_{t-2} + 4.2695 * DENB_{t-1} + 1.8964 * DENB_{t-2} - 2.5047 * DPIB_{t-1} + 6.4753 * DPIB_{t-2} - 0.2171 * DTCRE_{t-1} + 0.1437 * DTCRE_{t-2} - 0.5650$ |

Source : Auteurs

Les valeurs entre crochets représentent les t-statistique de Student pour les coefficients estimés. On remarque que dans l'équation 1, 2 et 3, les coefficients qui sont significatifs sont ceux qui sont associés aux variables MASI (t-2),TCRE(t-2),IPC(t-2) et ENB(t-1),car les t-statistiques correspondantes sont supérieurs en valeur absolue à la critique 1.96 au seuil de 5%. Toutefois, les équations 4 et 5 n'ont aucun coefficient qui est significatif, car toutes les t-statistiques des coefficients de cette équation sont inférieures à la valeur critique 1.96 au seuil de 5%.

Après avoir repéré les différentes relations entre les variables dans notre économie de 2002 à 2022, c'est le test de causalité dans le sens de Granger qui va ressortir leurs causalités deux à deux.

4.6. Étude de Causalité :

- Si la probabilité est supérieure à 0.05 ; on accepte H0, c'est-à-dire qu'elle ne cause pas au sens de grangées.

- Si la probabilité est inférieure à 0.05 ; on accepte H1, c'est-à-dire qu'elle cause au sens de grangées.

Analyse des résultats du test de causalité entre les indicateurs macroéconomiques et l'indice boursier MASI :

Table 6: Résultats de Test de non-causalité au sens de Granger

| Hypothèses nulles | F-Statistic | Prob. |
|------------------------------------|-------------|--------|
| DIPC does not Granger Cause DMASI | 2.03256 | 0.1737 |
| DMASI does not Granger Cause DIPC | 0.80494 | 0.4699 |
| DENB does not Granger Cause DMASI | 0.82476 | 0.4617 |
| DMASI does not Granger Cause DENB | 1.53876 | 0.2542 |
| DPIB does not Granger Cause DMASI | 1.27154 | 0.3131 |
| DMASI does not Granger Cause DPIB | 0.81387 | 0.4645 |
| DTCRE does not Granger Cause DMASI | 0.76374 | 0.4857 |
| DMASI does not Granger Cause DTCRE | 1.35964 | 0.2909 |
| DENB does not Granger Cause DIPC | 5.11509 | 0.0247 |
| DIPC does not Granger Cause DENB | 0.47974 | 0.6303 |
| DPIB does not Granger Cause DIPC | 1.41939 | 0.2797 |
| DIPC does not Granger Cause DPIB | 0.78509 | 0.4782 |
| DTCRE does not Granger Cause DIPC | 1.16329 | 0.3453 |
| DIPC does not Granger Cause DTCRE | 0.19339 | 0.8267 |
| DPIB does not Granger Cause DENB | 2.30318 | 0.1424 |
| DENB does not Granger Cause DPIB | 0.81685 | 0.4649 |
| DTCRE does not Granger Cause DENB | 1.28767 | 0.3114 |
| DENB does not Granger Cause DTCRE | 0.29296 | 0.7512 |
| DTCRE does not Granger Cause DPIB | 0.00173 | 0.9983 |
| DPIB does not Granger Cause DTCRE | 0.45351 | 0.6451 |

Source : auteurs

A la suite des tests de causalité de Granger, nous avons mis en évidence une relation à savoir que notre série différenciée DENB influence notre série IPC, toutes les autres séries n'ont pas montré de relation de causalité, et cette constatation peut s'expliquer par le fait qu'il n'existe pas forcément des liens économiques immédiats entre elles.

4.7. Décomposition de la variance

L'analyse des variances fournit des informations quant à l'importance relative des innovations dans les variations de chacune des variables du VAR. Elle nous permet de déterminer dans quelle direction le choc a plus d'impact. (AMARA, 2016)

La variance de l'erreur de prévision de MASI

Les résultats obtenus (annexe 5) indiquent qu'à la première période, la variance de l'erreur de prévision du MASI est de 100% à ses propres innovations et l'innovation des variables explicatives n'a aucun effet au cours de la première période.

Au cours de la deuxième période, la variance de l'erreur de prévision de MASI est due à 85,48% à ses propres innovations, 0,56% pour IPC, 8,11% pour ENB, 5,01% pour PIB et 0,82% pour TCRE.

De la troisième période jusqu'à la dixième période on remarque une augmentation simultanée de la variance de l'erreur de prévision du MASI est de à 30,75% à ses propres innovations, à 33,04% pour IPC, 4,72% pour ENB, 28,81% pour PIB et 2,64% pour TCRE.

5. Discussion :

Les résultats de l'estimation montrent que l'Épargne nationale brut à l'instant (t-1, t-2) et l'indice de prix à la consommation (t-2) influence positivement l'indice MASI. (C'est-à-dire une augmentation d'une unité d'ENB engendre une hausse de 0,0707 et 0,0381 unités de

l'indice MASI (t-1, t-2). Et Une augmentation d'une unité d'IPC engendre une hausse de 0,0041 unité de l'indice MASI (t-2.)

Par contre l'indice de prix à la consommation (t-1), le produit intérieur brut (t-1, t-2) et le taux de change réel effectif (t-1, t-2) influence négativement l'indice MASI.

(C'est-à-dire Une variation d'une unité d'IPC engendre une variation au sens inverse (négative) de 0,00048 unité de MASI (t-1), Une variation d'une unité de PIB engendre une variation au sens inverse (négative) de 0,0172 et 0,0027 unités de MASI (t-1, t-2) et Une variation d'une unité de TCRE engendre une variation au sens inverse (négative) de 301,3318 et 705,3910 unités de MASI (t-1, t-2).)

Ce qui implique que les résultats de la régression paraissent assez satisfaisants. La valeur de R² est élevée (72,14%) ce qui indique que les variables retenues expliquent 72,14% de l'indice boursier MASI. des variations de l'indice MASI sont expliquées par les variables explicatives Retardées (IPC, ENB, PIB et TCRE).

Pour l'équation 1, on constate que le coefficient de variable TCRE est significatif, car la valeur absolue [-2.36882] de t-statistique est supérieure à la critique 1.96 au seuil de 5%. Par contre tous les autres variables restants ne sont pas significatifs. La valeur de R² est élevée (72,14%) ce qui indique que les variables retenues expliquent 72,14% de l'indice boursier MASI.

Les équations 2, 3,4 et 5 n'a aucun coefficient qui est significatif, car toutes les t-statistiques des coefficients de ces équations sont inférieures à la valeur critique 1.96 au seuil de 5%. Mais il représente des coefficients de déterminations bien expliqués R²_{ipc} (69,67%), R²_{enb} (73,19%), R²_{piib} (61,04%) et R²_{tcrc} (49,32%) ;

Le tableau de causalité grangées entre les variables étudiés montre qu'il ya une causalité unidirectionnelle existe entre l'Epargne national brut et l'indice de prix à la consommation (IPC) : L'ENB cause, au sens de grangées, l'IPC au seuil de 5%, pour la période étudiée, puisque la probabilité associée (p=0.0247) est inférieure à 5%. La relation est expliquée par le fait que l'indice de prix à la consommation à des effets sur l'Epargne national brut positifs. A cet effet, l'IPC influence positivement sur l'Epargne national brut.

Ces résultats témoignent de l'existence de l'effet négatif entre les variables macroéconomique et le marché boursier.

6. Conclusion :

Le marché boursier se dresse en tant que plateforme cruciale pour la mobilisation et l'allocation des ressources nécessaires à l'investissement, générant ainsi des occasions significatives pour les investisseurs. L'analyse des faits a démontré à maintes reprises que la stabilité du marché boursier constitue un prérequis essentiel pour la croissance économique, tant dans les pays développés que dans ceux en développement. Cependant, il est de notoriété publique que le marché boursier est particulièrement réceptif aux soubresauts des contextes économiques au sein desquels il opère. Par conséquent, il est raisonnable de présumer que les conditions macroéconomiques influencent de manière substantielle le devenir du marché boursier.

Après avoir minutieusement enquêté dans les méandres de la littérature existante, mettant en lumière les indicateurs macroéconomiques en corrélation avec le marché boursier, le présent article s'attache à disséquer et à éprouver, par des méthodes économétriques rigoureuses, les principaux facteurs macroéconomiques capables d'exercer leur emprise sur l'indice boursier MASI au Maroc. Ce travail est opéré à travers l'arsenal de l'économétrie des séries

chronologiques, au moyen du modèle VAR (Vector Autoregressive), sur une période embrassant les années 2002 à 2022.

Cet écrit se fixe pour objectif d'explorer les interactions entre les indicateurs macroéconomiques et leurs retombées sur le rendement de l'indice boursier MASI. L'investigation s'appuie sur une base de données annuelle couvrant la période allant de 2002 à 2022, avec la méthode de Co-intégration de Johansen soutenant l'analyse VAR. Cette quête vise ainsi à étoffer le corpus empirique, un domaine encore en friche, s'agissant des liens sous-jacents entre les indicateurs macroéconomiques et l'évolution du marché boursier.

L'examen des résultats met en exergue des tendances saisissantes : en l'occurrence, l'épargne nationale brute (ENB) et l'indice des prix à la consommation (IPC) se révèlent des acteurs de premier plan, ayant une influence positive et notable sur l'évolution du marché boursier marocain. En contraste, le Produit Intérieur Brut (PIB) et le Taux de Change Réel Effectif (TCRE) présentent un impact défavorable sur le marché boursier.

En guise de conclusion, il importe de souligner que l'univers de la recherche en finance, en particulier celui des marchés boursiers, demeure d'une envergure considérable, abritant des questions demeurées en grande partie inexplorées quant aux déterminants du marché boursier marocain. Les fondamentaux macroéconomiques ne tiennent pas le monopole en tant que facteurs déterminants de l'évolution de ce marché. Les résultats de cette investigation incitent vivement les décideurs à orchestrer un cadre politique propice à l'essor du financement par actions, à court et à long terme, étant donné le rôle non négligeable du marché boursier dans le panorama économique. Par ailleurs, encourager des incitatifs concurrentiels afin d'attirer les investisseurs internationaux à s'impliquer davantage dans le marché boursier s'avère judicieux. En somme, préserver la stabilité économique est un impératif majeur pour alimenter la croissance durable du marché boursier, à court et à long terme. Ce document de recherche porte une attention scrutatrice aux déterminants macroéconomiques du marché boursier au Maroc, sur la période s'étendant de 2002 à 2022.

D'autres analyses empiriques pourraient voir le jour, notamment en s'appuyant sur des données trimestrielles, explorant ainsi l'impact des facteurs macroéconomiques et institutionnels sur l'essor du marché boursier, une sphère de recherche encore peu explorée dans le contexte marocain. D'autres variables, notamment les éléments institutionnels et microéconomiques, méritent également une attention soutenue, pouvant ouvrir la voie à des recherches futures.

Références

- (1). A., J. W. (2020). L'impact des indicateurs macroéconomiques sur la performance du marché boursier marocain : Méthode des Moindres Carrés Ordinaire. Française d'Economie et de Gestion «Volume 1 : Numéro 5» .
- (2). Acquah-Sam, E. (2016). Déterminants du développement du marché des capitaux au Ghana. *Revue scientifique européenne*, 12(1), p. 251-270.
- (3). Adel, B. N. (juin 2015). Introduction en bourse et son impact sur la performance financière de l'entreprise « Cas d'Alliance Assurance ». Mémoire.
- (4). Adjasi, K. C. (2009). Développement du marché boursier et croissance économique.
- (5). Al Mamun, A. Y. (2013). A Discussion of the Suitability of Only One vs. More than One Theory for Depicting Corporate Governance. *Modern Economy*, 4, , 37-48.
- (6). Al, E.-S. H. (2020). « L'Ouverture des Exportations Marocaines : l'Impact des Exportations du Phosphate et ses Dérivés sur La Croissance Economique : Étude

- Econométrie ». Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 1 : Numéro 6 » , pp : 40 – 60.
- (7). AMARA, A. M. (2016). LE CAPITAL HUMAIN ET LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE MAROCAINE : UNE ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE PAR LE MODÈLE VECTEUR AUTORÉGRESSIF (VAR). Revue D'Etudes en Management et Finance D'Organisation N°4 Décembre 2016, 1-18.
 - (8). Arodoye, N. (2012). Une analyse économétrique de l'impact des variables macroéconomiques sur les prix des actions au Nigeria : A Vector Autoregressive (VAR) Model Approach. International Review of Business and Social Sciences, 1(8), 63-77.
 - (9). ARODOYE, N. L. (Vol. 1, No 8 July 2012). AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE IMPACT OF MACROECONOMIC VARIABLES ON STOCK PRICES IN NIGERIA: A VECTOR AUTOREGRESSIVE. International Review of Business and Social Sciences, [63-77].
 - (10). Asaolu, T. a. (2010). An Econometric Analysis of the Impact of Macroeconomic Variables of Stock Market Movement in Nigeria, Asian. . Journal of Business Management, 3,, 72-78.
 - (11). Banque Mondiale. (s.d.). Banque Mondiale. Récupéré sur Banque Mondiale: <https://donnees.banquemondiale.org/pays/maroc>
 - (12). BARRY, M. D. (2012, 4 3). DEVELOPPEMENT FINANCIER ET CROISSANCE ECONOMIQUE. Thèse de Doctorat ès Sciences Economiques. Université de Franche-Comté, FRANCE.
 - (13). Barry, M. D. (2012, 04 03). Développement financier et croissance économique :études théoriques et applications sur l'UEMOA et la CEDEAO HAL Id: tel-01131475. Thèse de Doctorat ès Sciences Economiques. ECOLE DOCTORALE CARNOT-PASTEUR.
 - (14). BAYAR, Y. (2016). "Macroeconomic Determinants Of Stock Market Development: Evidence From Borsa Istanbul," Studii Financiare (Financial Studies), . Centre of Financial and Monetary Research "Victor Slavescu", vol. 20(1), , pages 69-89.
 - (15). Bolanle A. Azeez, A. A. (s.d.). Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Nigeria: (1981-2017). ECONOMICA.
 - (16). BOUAZIZI, N.-E. E. (2021). CONTRIBUTION A L'ETUDE DE L'IMPACT DE DEVELOPPEMENT DU MARCHE BOURSIER SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE AU MAROC. 1-13.
 - (17). Bourse valeur de casablanca. (s.d.). data. Consulté le 6 2023, sur <http://www.casablanca-bourse.com/bourseweb/index.aspx>: <http://www.casablanca-bourse.com/bourseweb/index.aspx>
 - (18). BOUZIDI.Z, T. M. (2017-2018). Développement financier dans la région Moyen-Orient et Afrique du Nord : Construction d'indice composite . Mémoire de fin de cycle. BEJAIA, Département des sciences économiques , Algérie.
 - (19). Calderón, C. a. (2003). The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth. . Journal of Development Economics, 72, , 321-334.
 - (20). Demirguc-Kunt, A. a. (1996). Stock Market Development and Financial Intermediaries: Stylized Facts. . The World Bank Economic Review, 10, , 291-321.
 - (21). EL BAKKOUCHI, Y. &. (2023). L'effet du facteur stratégie sur la performance organisationnelle des établissements universitaires marocains : selon la théorie de contingence. . International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Managementand Economics, 4(3-2), , 104-120.

- (22). EL YAMANI R., A. M. (2022). LES DETERMINANTS DU DEVELOPPEMENT DU MARCHE BOURSIER : CAS DE LA BOURSE DE CASABLANCA. *Revue Economie et Kapital*, Vol. 1, No 21, 144-162.
- (23). Fasanya, I. a. ((2013). Does Monetary Policy Influence Economic Growth in Nigeria? . *Asian Economic and Financial Review*, 3, , 635-646.
- (24). Garcia, F. a. (1999). Macroeconomic Determinants of Stock Market Development. . *Journal of Applied Economics*, 2,, 29-59.
- (25). Hamza, T. (2005-2006). Mémoire: « L'impact des Indicateurs Macroéconomiques sur le Cours des Actions. ».
- (26). HCP. (2021). HCP, Budget Economique Prévisionnel 2021, Situation économique en 2020 et ses perspectives en 2021.
- (27). HCP. (2023). Keys figures <https://www.hcp.ma/file/237929/>. Haut Commissariat au Plan, RABAT.
- (28). HEFNAOUI, D. Q. (2019). L'IMPACT DU DEVELOPPEMENT MARCHE BOURSIER SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE DU MAROC:Etude Econométrique. *Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit* ISSN: 2550-469X Numéro 9 ; (2019) , Page 122.
- (29). HEFNAOUIA., D. Q. (2019). «Le financement des entreprises innovantes de la littératurevers une analyseSWOT», . *Revue du contrôle,de la comptabilité et de l'audit* «Numéro 9: Juin 2019/ Volume 4 : numéro 1» , p:122-145.
- (30). Ho, S. (2017). Les déterminants macroéconomiques du développement des marchés boursiers : Evidence from South Africa. . Document MPRA n° 76493.
- (31). Hsing, Y. (2014). Impacts des facteurs macroéconomiques sur le marché boursier en Estonie. *Journal of Economics and Development Studies*, 23-31.
- (32). I. Oseni, P. N. (2011). Stock Market Volatility and Macroeconomic Variables Volatility in Nigeria: An Exponential GARCH Approach. *Journal of economics and sustainable development*.
- (33). I., A. O. (2019). « Cointégration et Causalité entre Gouvernance et Croissance Économique : Cas du Maroc ». *Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit* « Numéro 10 : Septembre 2019 / Volume 4 : numéro 2 », , p : 260 - 296.
- (34). IMF. (s.d.). Data. Récupéré sur International monetary fund: <https://www.imf.org/en/Data#data>
- (35). IsmailEL BALGHITY, A. A. (2022). Financial Development and Economic Growth in Morocco. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 3(5-2), , 314-328.
- (36). K. Neusser and M. Kugler. (s.d.). “Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries,” . *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, 1998, , pp. 636-646.
- (37). Kemboi, J. a. (2012). Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Emerging Markets: Evidence from Kenya. . *Research Journal of Finance and Accounting*, 3, , 57-68.
- (38). Levine, R. a. (1996). Stock Market Development and Long-Run Growth. . *World Bank Economic Review*, 10,, 323-339.
- (39). M, E. R. (2021). «Étude de la relation de Causalité entre l'inflation et les dépenses publiques Cas du Maroc», . *Revue Française d'Economie et de Gestion* «Volume 2 : Numéro 1» , pp : 52- 69.
- (40). MADENE Kahina, S. S. (2015). Étude empirique sur la relation entre le taux de change et la croissance économique en Algérie (1970-2012). Mémoire de fin de cycle. UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA, Département des Sciences Économiques, Algérie.

- (41). MAHMOUDI, A. &. (2023). Libérer le potentiel del'Afrique : Explorer le lien synergique entre le développement financier et la croissance économique. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 4(3-2),, 1-21.
- (42). MAHMOUDI, A., & TORRA, M. (2023). Unlocking Africa's potential: Exploring the synergistic link between financial development and economic growth. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 4(3-2), 1-21. <https://doi.org/10.5281/zenodo.7982293>
- (43). Matadeen, S. J. (2017). The macroeconomic determinants of stock market development from an African perspective. *Theoretical economics letters*. - Irvine, Calif. : Scientific Research, ISSN 2162-2078, ZDB-ID 2657454-8. - Vol. 7.2017, 7,, p. 1950-1964.
- (44). McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. . The Brooking Institute, Washington DC.
- (45). Mouna.B, T. (2005-2006). L'impact des Indicateurs Macroéconomiques sur le Cours des Actions. Mémoire de fin cycle . Etats-Unis.
- (46). Muhammad, A., & Sonia, S. &. (2017). The Impact of Macro-economic Determinants on Market Capitalization: An Empirical Analysis in Context of Pakistan. *The International Journal of Business & Management*, 5(4), ., pp. 185-191.
- (47). Nalin, D. S. (2014). The Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Selected European Countries: Dynamic Panel Data Analysis. *International Journal of Economics* .
- (48). Odhiambo, S.-Y. H. (2019). The macroeconomic drivers of stock market development: evidence from Hong Kong. *Journal of Financial Economic Policy*, 2019, vol. 12, issue 2, , 185-207.
- (49). OLASEHINDE Olabisi., O. E. (2022). Effect of Selected Macroeconomic Variables on Share Price Performance in the Nigerian Banking Industry. *Journal of Research in Business and Management* Volume 10 ~ Issue 10 (2022) , pp: 14-21.

ANNEXES

Annexe 1 : Test racine unitaire (ADF et PP) :

| UNIT ROOT TEST TABLE (PP) | | | | | | UNIT ROOT TEST TABLE (ADF) | | | | | | | |
|---------------------------|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------------------------|------------|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| At Level | | | | | | At Level | | | | | | | |
| | MA SI | IPC | ENB | PIB | TCRE | | MA SI | IPC | ENB | PIB | TCRE | | |
| With Const | t-Statistic | -2.6972 | -2.7268 | -0.5208 | -0.2079 | -2.0482 | With Const | t-Statistic | -2.4742 | -2.6689 | -0.0521 | -1.0179 | -2.0482 |
| | Prob. | 0.0919 | 0.0880 | 0.8675 | 0.9227 | 0.2657 | | Prob. | 0.1361 | 0.0976 | 0.9418 | 0.7233 | 0.2657 |
| | | * | * | n0 | n0 | n0 | | | n0 | * | n0 | n0 | n0 |
| With Const | t-Statistic | -1.8445 | -2.6707 | -2.6855 | -3.7674 | -1.7109 | With Const | t-Statistic | -2.0509 | -2.6159 | -2.5965 | -3.7674 | -1.7109 |
| | Prob. | 0.6447 | 0.2574 | 0.2517 | 0.0610 | 0.7083 | | Prob. | 0.5400 | 0.2777 | 0.2850 | 0.0610 | 0.7083 |
| | | n0 | n0 | n0 | ** | n0 | | | n0 | n0 | ** | n0 | n0 |
| Without Co | t-Statistic | 0.2435 | -1.1300 | 3.1490 | 5.2706 | -1.4950 | Without Co | t-Statistic | 0.2470 | -1.2157 | 3.2453 | 4.1994 | -1.4950 |
| | Prob. | 0.7466 | 0.2255 | 0.9989 | 1.0000 | 0.1229 | | Prob. | 0.7476 | 0.1972 | 0.9990 | 0.9999 | 0.1229 |
| | | n0 | n0 | n0 | n0 | n0 | | | n0 | n0 | n0 | n0 | n0 |
| At First Difference | | | | | | At First Difference | | | | | | | |
| | d(MASI) | d(IPC) | d(ENB) | d(PIB) | d(TCRE) | | d(MASI) | d(IPC) | d(ENB) | d(PIB) | d(TCRE) | | |
| With Const | t-Statistic | -3.9132 | -4.6261 | -6.1935 | -15.2831 | -3.4554 | With Const | t-Statistic | -3.9489 | -4.5299 | -6.4234 | -6.7965 | -3.4554 |
| | Prob. | 0.0084 | 0.0021 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0216 | | Prob. | 0.0078 | 0.0026 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0216 |
| | | *** | *** | *** | *** | ** | | | *** | *** | *** | *** | ** |
| With Const | t-Statistic | -4.1615 | -4.4243 | -6.0438 | -16.6213 | -3.5209 | With Const | t-Statistic | -4.1768 | -4.3609 | -6.2554 | -3.1531 | -3.5201 |
| | Prob. | 0.0203 | 0.0132 | 0.0006 | 0.0001 | 0.0657 | | Prob. | 0.0197 | 0.0148 | 0.0004 | 0.0042 | 0.0658 |
| | | ** | ** | *** | *** | * | | | ** | ** | *** | n0 | * |
| Without Co | t-Statistic | -3.8929 | -4.7887 | -4.3373 | -3.0561 | -3.2394 | Without Co | t-Statistic | -3.9166 | -4.6697 | -1.3642 | -0.4658 | -3.2394 |
| | Prob. | 0.0006 | 0.0001 | 0.0002 | 0.0043 | 0.0027 | | Prob. | 0.0005 | 0.0001 | 0.1540 | 0.4973 | 0.0027 |
| | | *** | *** | *** | *** | *** | | | *** | *** | n0 | n0 | *** |

Annexe 2 : Estimation Modèle VAR(2)

Vector Autoregression Estimates
 Date: 07/19/23 Time: 18:10
 Sample (adjusted): 2006 2022
 Included observations: 17 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

| | DMASI | DENB | DIPC | DPIB | DTCRE |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| DMASI(-1) | 0.057770 (0.26595) [0.21722] | 2.689768 (2.52751) [1.06420] | -14.30944 (36.6609) [-0.39032] | 0.104689 (6.85952) [0.01526] | -0.000511 (0.00036) [-1.43451] |
| DMASI(-2) | -0.822052 (0.38076) [-2.15899] | -2.991724 (3.61862) [-0.82676] | 26.52340 (52.4872) [0.50533] | 0.797137 (9.82072) [0.08117] | 0.000182 (0.00051) [0.35660] |
| DENB(-1) | 0.070730 (0.04708) [1.50230] | 0.919145 (6.44745) [2.05419] | 4.315003 (6.49013) [0.66486] | 0.969166 (1.21435) [0.79810] | 4.27E-05 (6.3E-05) [0.67661] |
| DENB(-2) | 0.038134 (0.03787) [1.00704] | -0.147830 (0.35988) [-0.41078] | 3.904000 (5.21990) [0.74791] | 0.503172 (0.97668) [0.51519] | 1.90E-05 (5.1E-05) [0.37366] |
| DIPC(-1) | -0.000485 (0.00267) [-0.18208] | -0.022564 (0.02533) [-0.89082] | -0.930634 (0.36740) [-2.53302] | -0.110827 (0.06874) [-1.61219] | 6.59E-07 (3.6E-06) [0.18453] |
| DIPC(-2) | 0.004167 (0.00262) [1.58863] | -0.018801 (0.02541) [-0.75419] | -0.482764 (0.36159) [-1.33513] | -0.054310 (0.06766) [-0.80275] | -4.61E-06 (3.5E-05) [-1.31108] |
| DPIB(-1) | -0.017250 (0.01676) [-1.02911] | -0.214526 (0.15931) [-1.34662] | 3.511615 (2.31070) [1.51972] | -0.604350 (0.43235) [-1.39783] | -2.50E-05 (2.2E-05) [-1.11490] |
| DPIB(-2) | -0.002704 (0.02070) [-0.13065] | -0.043737 (0.19672) [-0.22233] | 4.371448 (2.85336) [1.53203] | 0.045243 (0.53388) [0.08474] | 6.48E-06 (2.8E-05) [0.23341] |
| DTCRE(-1) | -301.3318 (353.713) [-0.85191] | -1522.801 (3351.59) [-0.45300] | 46349.54 (48759.0) [0.95058] | -2719.903 (9123.15) [-0.29813] | -0.217115 (0.47408) [-0.45797] |
| DTCRE(-2) | -705.3910 (297.782) [-2.36882] | 3001.679 (2830.04) [1.06065] | 39436.88 (41049.0) [0.96073] | 3758.444 (7680.55) [0.48935] | 0.143791 (0.39911) [0.36028] |
| C | -1186.725 (1511.80) [-0.78498] | 17008.80 (14367.7) [1.18382] | -439255.4 (208400.) [-2.10775] | 37129.72 (38993.1) [0.95221] | -0.565016 (2.02625) [-0.27885] |
| R-squared | 0.721477 | 0.731916 | 0.696738 | 0.610432 | 0.493274 |
| Adj. R-squared | 0.257273 | 0.285109 | 0.191302 | -0.038847 | -0.351269 |
| Sum sq. resids | 16795892 | 1.52E+09 | 3.19E+11 | 1.12E+10 | 30.17176 |
| S.E. equation | 1673.115 | 15900.82 | 230637.4 | 43153.88 | 2.242460 |
| F-statistic | 1.554222 | 1.638103 | 1.378489 | 0.940169 | 0.584072 |
| Log likelihood | -141.4511 | -179.7297 | -225.1958 | -196.7026 | -28.99835 |
| Akaike AIC | 17.93543 | 22.43879 | 27.78774 | 24.43560 | 4.705688 |
| Schwarz SC | 18.47456 | 22.97793 | 28.32688 | 24.97473 | 5.244826 |
| Mean dependent | 304.7718 | 21377.04 | 5545.000 | 43061.78 | -0.368197 |
| S.D. dependent | 1941.383 | 18806.14 | 256470.0 | 42339.33 | 1.929096 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 4.66E+33 | | | |
| Determinant resid covariance | | 2.55E+31 | | | |
| Log likelihood | | -735.2996 | | | |
| Akaike information criterion | | 92.97642 | | | |
| Schwarz criterion | | 95.67211 | | | |
| Number of coefficients | | 55 | | | |

Annexe 3 : Test de validation Modèle :

❖ Test de normalité :

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 07/20/23 Time: 20:25
 Sample: 2002 2022
 Included observations: 17

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.418994 | 0.497408 | 1 | 0.4806 |
| 2 | 0.066865 | 0.012668 | 1 | 0.9104 |
| 3 | -0.844812 | 2.022173 | 1 | 0.1550 |
| 4 | -1.000311 | 2.835094 | 1 | 0.0922 |
| 5 | 0.273326 | 0.211671 | 1 | 0.6455 |
| Joint | | 5.579013 | 5 | 0.3494 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 2.524346 | 0.160258 | 1 | 0.6889 |
| 2 | 1.908569 | 0.843781 | 1 | 0.3583 |
| 3 | 3.657424 | 0.306146 | 1 | 0.5801 |
| 4 | 4.425211 | 1.438786 | 1 | 0.2303 |
| 5 | 2.744954 | 0.046076 | 1 | 0.8300 |
| Joint | | 2.795047 | 5 | 0.7315 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 0.657666 | 2 | 0.7198 |
| 2 | 0.856449 | 2 | 0.6517 |
| 3 | 2.328319 | 2 | 0.3122 |
| 4 | 4.273879 | 2 | 0.1180 |
| 5 | 0.257747 | 2 | 0.8791 |
| Joint | 8.374060 | 10 | 0.5923 |

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

❖ Test d'hétéroscédasticité des résidus (test de white)

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
 Date: 07/25/23 Time: 13:26
 Sample: 2002 2022
 Included observations: 18

| Joint test: | | |
|-------------|-----|--------|
| Chi-sq | df | Prob. |
| 154.2693 | 150 | 0.3887 |

❖ Test d'autocorrélation des erreurs

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h
 Date: 07/20/23 Time: 20:57
 Sample: 2002 2022
 Included observations: 17

| Lags | Q-Stat | Prob.* | Adj Q-Stat | Prob.* | df |
|------|----------|--------|------------|--------|-----|
| 1 | 27.06795 | --- | 28.75970 | --- | --- |
| 2 | 49.45901 | --- | 54.13623 | --- | --- |
| 3 | 72.53851 | 0.0000 | 82.16134 | 0.0000 | 25 |
| 4 | 92.90570 | 0.0002 | 108.7954 | 0.0000 | 50 |
| 5 | 109.5108 | 0.0058 | 132.3192 | 0.0000 | 75 |
| 6 | 123.3020 | 0.0569 | 153.6329 | 0.0005 | 100 |
| 7 | 140.5670 | 0.1615 | 182.9835 | 0.0006 | 125 |
| 8 | 157.0748 | 0.3298 | 214.1647 | 0.0005 | 150 |
| 9 | 165.4493 | 0.6859 | 231.9606 | 0.0026 | 175 |
| 10 | 175.1433 | 0.8970 | 255.5033 | 0.0049 | 200 |
| 11 | 184.4800 | 0.9776 | 281.9573 | 0.0059 | 225 |
| 12 | 192.8822 | 0.9970 | 310.5246 | 0.0055 | 250 |

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Annexe 4 : Test de Cointegration Johansen

Date: 07/19/23 Time: 22:47
 Sample (adjusted): 2006 2022
 Included observations: 17 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: DMSI DENB DIPC DPIB DTCRE
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.981485 | 134.4923 | 69.81889 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.817925 | 66.67652 | 47.85613 | 0.0003 |
| At most 2 * | 0.699479 | 37.71980 | 29.79707 | 0.0050 |
| At most 3 * | 0.498634 | 17.28177 | 15.49471 | 0.0266 |
| At most 4 * | 0.278307 | 5.544646 | 3.841466 | 0.0185 |

Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Annexe 5 : Décomposition de variance de l'indice MASI

| Variance Decomposition of DMSI: | | | | | | |
|---------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Period | S.E. | DMSI | DIPC | DENB | DPIB | DTCRE |
| 1 | 1673.115 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 1855.703 | 85.48031 | 0.564713 | 8.118575 | 5.010679 | 0.825719 |
| 3 | 2501.811 | 49.95694 | 31.24673 | 6.806753 | 8.790649 | 3.198922 |
| 4 | 2765.606 | 42.98152 | 38.21664 | 6.094368 | 9.235698 | 3.471766 |
| 5 | 3154.980 | 34.07349 | 32.14321 | 4.786726 | 26.17819 | 2.818383 |
| 6 | 3228.270 | 33.77200 | 33.67564 | 4.772908 | 25.05239 | 2.727052 |
| 7 | 3326.115 | 32.30132 | 31.84113 | 4.931437 | 28.24347 | 2.682641 |
| 8 | 3366.881 | 31.52533 | 32.78335 | 4.826054 | 28.21846 | 2.646808 |
| 9 | 3388.083 | 31.26499 | 33.09021 | 4.765989 | 28.19679 | 2.682020 |
| 10 | 3406.414 | 30.95255 | 33.14144 | 4.716702 | 28.51871 | 2.670594 |
| 11 | 3413.139 | 30.85094 | 33.01546 | 4.714174 | 28.75927 | 2.660151 |
| 12 | 3419.892 | 30.75948 | 33.04959 | 4.729396 | 28.81161 | 2.649921 |