

## **Influence de l'inflation sur les rendements boursiers en zone CEDEAO**

## **Influence of inflation on stock market returns in the ECOWAS zone**

**Tapé jean georges innocent magloire<sup>1</sup>, Silué drissa<sup>2</sup>, N'dri kouamé jean-marc<sup>3</sup>**

<sup>1</sup> *Economie,, Université Alassane Ouattara, Bouaké, Côte d'Ivoire*

<sup>2</sup> *Economie, Université jean lorougnon guédé, Daloa, Côte d'Ivoire*

<sup>3</sup> *Laboratoire d'Analyse et de Modélisation des Politiques Economiques (LAMPE), Université Alassane Ouattara, Bouaké, Côte d'Ivoire*

---

**Résumé :** Cet article étudie l'effet de l'inflation sur le rendement boursier dans la zone CEDEAO en utilisant la méthode DOLS en panel. Les résultats montrent que l'inflation a un effet positif sur le rendement boursier, ainsi que la croissance économique et la stabilité politique. Toutefois, l'offre de monnaie et le taux de change ont un effet négatif sur le rendement boursier à long terme. Ces résultats sont importants pour les investisseurs et les décideurs politiques intéressés par les fluctuations du marché boursier de cette région d'Afrique de l'Ouest.

**Mots clés :** Rendement boursier, inflation, DOLS, causalité, CEDEAO.

**Code JEL :** G12, E31, C32, C14, F15

---

**Abstract:** This paper studies the effect of inflation on stock market returns in the ECOWAS zone using the panel DOLS method. The results show that inflation has a positive effect on stock returns, as well as economic growth and political stability. However, money supply and the exchange rate have a negative effect on stock returns in the long run. These results are important for investors and policy makers interested in stock market fluctuations in this West African region.

**Keywords:** Stock returns, inflation, DOLS, causality, ECOWAS.

**Code JEL :** G12, E31, C32, C14, F15

---



## 1 Introduction

Les marchés boursiers sont aujourd'hui considérés comme un élément très important du système financier global. Ils stimulent la croissance de tous les secteurs de l'économie en canalisant l'épargne des unités excédentaires de la société vers les unités déficitaires et permettent une allocation et une utilisation optimales des ressources rares en capital (Tripathi et Kumar, 2014). Ils fournissent ainsi la base d'une croissance économique durable à long terme. Un marché boursier sain et efficace est considéré comme un facteur de développement économique.

« Justifier l'importance du marché boursier dans le processus de développement de la zone »

Certains auteurs en finance sont de plus en plus convaincus du rôle des variables macroéconomiques, notamment l'inflation, le taux de change, le taux d'intérêt et la production industrielle dans la détermination des performances du marché boursier (Fama, 1981 ; Tripathi et Kumar, op. cit.).

Parmi toutes ces variables macroéconomiques, (Kumuduni et Jameel, 2016) montrent que l'inflation peut être considérée comme la principale variable ayant un effet sur l'économie ainsi que sur le marché boursier en affectant les rendements globaux. Selon l'INSEE, l'inflation se définit comme la perte du pouvoir d'achat de la monnaie qui se traduit par une augmentation générale et durable des prix. Le taux d'inflation est évalué grâce à l'indice des prix à la consommation (IPC). Cet indice est une mesure complète qui prend en compte le phénomène inflationniste qui couvre un champ plus large que celui de la consommation des ménages. L'inflation se distingue donc de la hausse du coût de la vie. En effet, la perte de valeur des unités monétaires affecte l'économie nationale dans son ensemble ainsi que le rendement boursier des agents économiques. Selon l'hypothèse de l'efficacité des marchés boursiers, le rendement est le pourcentage de changement du prix de l'action dû à l'arrivée de nouvelles informations.

Les premières déductions sur la relation entre l'inflation et les rendements boursiers étaient basées sur l'hypothèse de Fisher (1930). D'après l'hypothèse de Fisher, les rendements des actifs réels devraient évoluer positivement avec les taux d'inflation attendus. Il devrait donc y avoir une relation positive entre l'inflation et les rendements des actions. Les rendements nominaux des actions devraient augmenter en même temps que l'inflation, offrant aux investisseurs une couverture contre l'inflation. Si cette affirmation se vérifie, alors les investisseurs pourraient vendre leurs actifs financiers en échange d'actifs réels lorsqu'il y a inflation. Dans une telle situation, Ioannides, Katrakilidis et Lake (2005) postulent que les prix nominaux des actions

devraient refléter pleinement l'inflation attendue et que la relation entre ces deux variables devrait être positivement corrélée ex ante. Pour sa part, Lawal (2016) souligne que l'argument selon lequel les rendements boursiers servent de couverture contre l'inflation peut également signifier que les investisseurs sont entièrement compensés pour la hausse du niveau général des prix par des augmentations correspondantes des rendements boursiers nominaux et que, par conséquent, les rendements réels restent inchangés.

Une hausse ou une baisse inattendue des prix par rapport aux niveaux réels perturbe les attentes des investisseurs en matière de rendement, ce qui accroît l'incertitude quant au rendement attendu des actions (Sokpo et al, 2017).

Cependant, il n'a pas fallu attendre longtemps pour que des opinions divergentes remettent en cause l'hypothèse de Fisher. Dans les années 1970, les investisseurs ont constaté que la théorie de Fisher échouait à court et moyen terme, les rendements boursiers étant négativement liés à l'inflation (Sharpe, 2002). En outre, les études empiriques de Bodie (1976), Nelson (1976), et Modigliani et Cohn (1979) ont toutes apporté des preuves empiriques montrant une relation inverse entre les rendements boursiers et l'inflation. En 1981, Fama a proposé une contre-théorie connue sous le nom d'Hypothèse de substitution. Selon cette hypothèse, l'affirmation d'une relation positive entre les rendements boursiers et l'inflation était fallacieuse, suggérant que les rendements boursiers n'affecteraient l'inflation. Ainsi, pour Fama (1981, 1983), la relation négative entre les rendements boursiers et l'inflation pourrait être clarifiée sous deux aspects : dans un premier temps par la présence d'un lien négatif entre l'inflation et l'activité économique réelle et dans un second temps par l'existence d'un lien positif entre l'activité économique réelle et les rendements boursiers.

Toutefois, certains auteurs tels que (Ram et Spencer, 1983 ; Majid, 2002 ; Haniff et Masih, 2018) soulignent que l'hypothèse émise par Fama n'expliquerait la relation négative entre le rendement des actions et l'inflation. En ce sens, Mundell (1963) et Tobin (1965) expliquent que la hausse du taux d'inflation prédit entraîne des substitutions de portefeuille de la monnaie vers les actifs financiers et diminue les rendements réels des actions. La baisse des intérêts réels stimule l'activité économique. À cet effet, il peut exister un lien positif entre l'inflation et l'activité économique et un lien négatif entre le rendement réel des actions et l'activité économique (Ram et Spencer, 1983).

Au regard du débat théorique contradictoire (conséquences et de leurs implications), la relation rendement boursier-inflation continue d'être une préoccupation pour les chercheurs et les décideurs politiques (Shabri et Hafasnuddin, 2021)

Ainsi, au niveau de la CEDEAO, conscient des effets néfastes de l'inflation et de l'importance des marchés boursier dans le financement de la croissance économique, les États de la CEDEAO ont adopté des politiques de maîtrise de l'inflation ainsi que des politiques de développement des marchés financiers. Toutes ces initiatives devraient conduire à la stabilité des prix et à l'amélioration des rendements boursiers dans la zone CEDEAO.

Les faits stylisés montrent que sur la période 2000-2001, le taux d'inflation augmente, passant de 11,7% à 16,6%. Par contre, sur la même période, les rendements boursiers baissent pour s'établir à -0,02% en 2001. Sur la période 2003-2007, on constate une baisse simultanée des deux variables. Le taux d'inflation baisse, passant de 15,7% à 9,6%. Les rendements boursiers quant à eux, sont passés de 0,35% à 0,05% en 2007. En 2008, le taux d'inflation connaît une augmentation de 13,1%, contre 9,6% en 2007. Cette augmentation du taux d'inflation s'est traduite par une forte augmentation des rendements boursiers qui ont atteint le pic de 1,11% en 2008. Sur la période 2014-2019, le taux d'inflation et les rendements boursiers progressent pour s'établir respectivement à 10,6% et 0,24% en 2016, avant de régresser sur le reste de la période pour s'établir respectivement à 8,3% et 0,05% en 2019

Il apparait au travers de ces chiffres, une évolution contrastée entre l'inflation et le rendement boursier en zone CEDEAO. Pour ce faire il est donc difficile de prédire l'effet de l'inflation sur le rendement boursier en zone CEDEAO. Ainsi, il nous importe de nous poser la question de savoir dans quelle mesure l'inflation influence-t-elle le rendement boursier dans la zone CEDEAO ?

Cette étude a donc pour objectif générale d'analyser l'effet de l'inflation sur les fluctuations des rendements boursiers dans l'espace CEDEAO. Elle serait également un complément riche aux cadres théoriques et empiriques existants sur la relation entre l'inflation et les rendements boursiers, en particulier pour les États de la zone CEDEAO. Au niveau méthodologique, l'étude utilise une technique d'estimation efficace par rapport aux autres méthodes en données de panel. Nous utilisons la méthode DOLS (Dynamic Ordinary Least Square) de Stock et Watson (1993). L'avantage de cette méthode est qu'elle permet de mieux corriger les problèmes d'endogénéité lorsque l'échantillon est de petite taille.

La suite de l'article est organisée comme suit : La section 1 présente une brève revue empirique de la relation l'inflation et le rendement boursier ; La section 2 met en lumière la méthodologie de l'étude et la section 3 les résultats empiriques et leur interprétation économique

## **1. Revue empirique de la relation inflation et rendement boursier**

Dans cette section, il sera question de passer en revue les différents travaux relatifs à la relation entre l'inflation et le rendement boursier. Pour ce faire, nous regroupons les travaux selon le niveau de développement économique des pays. Nous présenterons en premier lieu, les travaux empiriques menés dans les pays développés et en transition et, en second lieu, ceux effectués dans les pays en développement.

### **1.1. Relation empirique entre inflation et rendement boursier dans les pays développés et en transition**

Plusieurs études ont été menées dans les pays développés et en transition afin de comprendre clairement la relation entre l'inflation et les rendements boursiers. Par exemple, Geetha et al. (2011) ont analysé la relation entre l'inflation et les rendements boursiers pour un échantillon de 3 pays, à savoir la Malaisie, les États-Unis et la Chine. Pour ce faire, ils ont utilisé des données mensuelles allant de janvier 2000 à novembre 2009. L'inflation a été distinguée en tant qu'inflation attendue et inattendue. Après avoir déterminé les vecteurs de cointégration qui montrent la relation à long terme entre les variables, la relation à court terme a été déterminée à l'aide du modèle de correction d'erreur vectorielle. Les résultats ont révélé qu'il existe une relation à long terme entre l'inflation attendue et inattendue et les rendements boursiers. Cependant, il n'y a pas de relation à court terme entre ces variables pour la Malaisie et les États-Unis, mais elle existe pour la Chine. Pour leur part, Tiwari et al. (2020) se sont focalisés essentiellement sur le cas des États-Unis. Ils ont examiné la relation entre les rendements boursiers et l'inflation aux États-Unis de 1800 à 2017 en utilisant des techniques d'ondelettes, complétées par des approches de causalité linéaire et non linéaire. L'analyse en ondelettes met en évidence un faible co-mouvement entre les rendements boursiers (réels et nominaux) et l'inflation à court terme et un fort co-mouvement entre eux à long terme. Un mouvement vers le long terme augmente la force du co-mouvement entre les deux variables. L'analyse basée sur les données annuelles et le domaine temporel indique une causalité unidirectionnelle allant des rendements nominaux des actions à l'inflation en utilisant les tests de causalité linéaire et non linéaire. Cependant, la causalité entre les rendements réels des actions et l'inflation varie en fonction des tests employés. L'analyse temporelle montre qu'indépendamment des tests de

causalité, une relation de rétroaction existe entre les rendements boursiers (nominaux et réels) et l'inflation aux échelles de temps intermédiaire et longue. Les résultats basés sur des données mensuelles pour le domaine temporel montrent une causalité bidirectionnelle entre les rendements boursiers (nominaux et réels) et l'inflation en utilisant les tests de causalité linéaire et non linéaire. L'analyse par bandes de fréquence révèle que, quels que soient les tests de causalité, les rendements boursiers (nominaux et réels) n'ont aucun lien avec l'inflation à court et moyen terme. De même, Khezri et al. (2019) ont analysé l'hypothèse de Fisher en relation avec les rendements réels des actions du S&P 500 et des taux d'inflation aux États-Unis de janvier 1990 à décembre 2016. Les résultats suggèrent une forte évidence de dépendance de régime du rendement du marché boursier pour un MS-FITGARCH (1, 1) à deux régimes. Les résultats de l'estimation du régime 1 sont cohérents avec le régime à faible variance-moyenne élevée (phase d'expansion), tandis que le régime 2 est cohérent avec le régime à forte variance-moyenne faible (phase de récession). En outre, le coefficient estimé du premier retard de l'inflation dans l'équation moyenne est négatif et significativement différent de zéro dans la phase d'expansion, mais non significatif dans la phase de récession, confirmant les résultats indiqués par l'hypothèse de Fisher uniquement dans la phase de récession. Les résultats montrent que le premier retard de l'inflation n'affecte pas la probabilité de rester en phase d'expansion ou de récession. Par ailleurs, Alqaralleh (2020) s'est penché sur le cas des pays du G7. Il a examiné de manière critique l'idée selon laquelle la relation entre le rendement des actions et l'inflation est potentiellement asymétrique en utilisant des données mensuelles sur la période janvier 2000 à janvier 2019 pour les pays du G7. Pour mettre en évidence la possibilité d'une non-linéarité dynamique et, à son tour, d'une asymétrie, le modèle non-linéaire Autoregressive Distributed lag (NARDL) a été déployé. Cette étude a identifié que les réponses du rendement des actions sont généralement asymétriques. En d'autres termes, les résultats suggèrent que les périodes de contraction semblent réduire les rendements boursiers plus que les périodes d'expansion. Quant à Tripathi et Kumar (2015), ils se sont intéressés au cas des pays du BRICS. Ils ont examiné la relation à long terme entre l'inflation et les rendements boursiers dans les pays du BRICS en utilisant des données de panel pour la période allant de mars 2000 à septembre 2013. Les résultats de la corrélation révèlent une relation négative significative entre l'indice boursier et le taux d'inflation pour la Russie et une relation positive significative pour l'Inde et la Chine. De plus, ils ne trouvent pas de relation de cointégration à long terme entre les valeurs de l'indice boursier et les taux d'inflation lorsqu'ils utilisent le test de co-intégration en panel de Péroné.

### 2.3- Relation entre inflation rendement boursier dans les pays en développement

À l'instar des pays développés et émergents, la relation entre l'inflation et les rendements boursiers a fait l'objet de vérifications empiriques dans les pays en développement, notamment en Asie et en Afrique. Au niveau de l'Afrique, Saleem et al. (2013) ont étudié la relation à long terme entre le rendement de l'indice KSE 100 et le taux d'inflation dans l'économie pakistanaise. Pour ce faire, des données trimestrielles allant de janvier 1996 à décembre 2011 ont été utilisées. L'étude cherche à savoir si le changement de l'inflation entraîne des changements dans les rendements des actions et si oui, dans quelle direction. La technique de co-intégration de Johansen a été utilisée pour déterminer la relation d'équilibre à long terme entre le taux d'inflation et les prix des actions. En plus, le test de causalité de Granger a été utilisé pour déterminer la relation causale entre les variables. La preuve du test de co-intégration montre une relation négative entre le rendement de l'indice KSE 100 et le taux d'inflation. Selon les auteurs, cela s'explique par le fait que le Pakistan est un pays sous-développé et lorsque l'inflation se produit, elle affecte gravement l'économie, ce qui affecte finalement le rendement des actions. Quant aux tests de causalité de Granger, ils montrent qu'il n'y a pas de causalité entre le rendement de l'indice KSE 100 et le taux d'inflation, quelle que soit la direction. De même, Tiwari et al. (2015) ont examiné le lien entre les rendements boursiers et l'inflation pour le Pakistan en utilisant la méthodologie de la causalité basée sur la fréquence et la transformation en ondelettes continues sur une longue période d'échantillonnage 1961-2012. L'enquête préliminaire utilisant la causalité basée sur la fréquence suggère une interdépendance entre le rendement des actions et l'inflation. L'étude, en utilisant des outils de la cohérence et de l'angle de phase des ondelettes dans le cadre de la transformée en ondelettes continue, explore cependant la dépendance entre les rendements boursiers et l'inflation sur certaines périodes, en particulier pour les échelles de temps inférieures. Pour les échelles de temps plus élevées, l'étude montre que les rendements boursiers et l'inflation sont en phase (positivement liés) lorsque l'inflation des prix des consommateurs est prise en compte et indépendants lorsque l'inflation des prix des producteurs est utilisée. Les résultats globaux basés sur les deux mesures de l'inflation indiquent que l'inflation n'érode pas la valeur des actions au Pakistan et que les actions peuvent être utilisées comme couverture contre l'inflation, du moins à long terme. Par ailleurs, Novriyani (2021) a analysé l'effet des taux d'intérêt, l'inflation et les taux de change sur les rendements boursiers en Indonésie au cours de la période 2014-2020. L'échantillon est constitué de 8 entreprises manufacturières cotées à la Bourse d'Indonésie (IDX). La méthode d'analyse des données utilisée est l'analyse de chemin avec SPSS. Les résultats montrent que

l'inflation a un effet positif et non significatif sur le rendement des actions. Les taux d'intérêt ont un effet positif et non significatif sur les rendements boursiers. Les taux de change ont un effet positif et significatif sur le rendement des actions. En utilisant une méthodologie différente, Nugraha et al. (2021) ont exploré empiriquement les effets de l'inflation réelle, attendue et inattendue sur les marchés boursiers conventionnels et islamiques en Indonésie au cours de la période 1999-2019. Pour ce faire, dans un premier temps, un modèle de moyenne mobile intégrée autorégressive (ARIMA) est utilisé pour mesurer les inflations attendues et inattendues. Dans un deuxième temps, un estimateur dynamique des moindres carrés ordinaires (DOLS). Les résultats de l'étude ont montré que les rendements des actions islamiques sont indépendants de l'inflation, conformément à l'hypothèse de Fisher. Parallèlement, une relation négative entre les rendements boursiers et l'inflation est trouvée sur le marché boursier conventionnel. Cependant, l'hypothèse de Fama (1981) n'a pas permis de décrire la relation négative entre les rendements des actions conventionnelles et l'inflation dans son intégralité. En revanche, les résultats soutiennent l'hypothèse de Mundell-Tobin. Sur la base des données mensuelles allant de 1994 à 2014, Bhandari et Bandi (2018) ont examiné la relation entre l'inflation et les rendements boursiers en Inde en utilisant des techniques spectrales et d'ondelettes. Les résultats ont révélé qu'il n'existe pas d'interdépendances pro-cycliques significatives entre l'inflation et les rendements boursiers, ce qui implique que les rendements boursiers ne sont plus une couverture adéquate contre l'inflation. Par contre, Ahluwalia et Gupta (2019) ne trouvent aucun effet statistiquement significatif de l'inflation sur les rendements boursiers en Inde. Ils ont examiné s'il existe une relation entre les rendements boursiers et les taux d'inflation en Inde au cours de la période 1998- 2019. En utilisant la méthode ARDL, les résultats indiquent que le changement du niveau général des prix n'a aucun impact sur les rendements des marchés boursiers en Inde. Ces résultats contradictoires pourraient être dus aux méthodologies utilisées et également à la période d'étude. Au niveau de l'Afrique, précisément en Afrique de l'ouest, Ibrahim et Agbaje (2013) ont examiné les relations à long terme et les interactions dynamiques entre les rendements boursiers et l'inflation au Nigeria en utilisant les données mensuelles de l'indice All Share Price de la Bourse du Nigéria et de l'indice des prix à la consommation du Nigeria de janvier 1997 à 2010. La méthode ARDL (Autoregressive Distributed Lag) proposée par Pesaran et al. (1997) et Pesaran et al. (2001) a été utilisée. Les résultats montrent clairement l'existence d'une relation à long terme entre les rendements boursiers et l'inflation. Le modèle dynamique à court terme révèle également que la vitesse de convergence vers l'équilibre est modérée, ce qui implique qu'il existe une relation à court terme

entre les rendements boursiers et l'inflation. Toujours au Nigeria, Tarza et al. (2017) ont étudié l'effet de l'inflation sur les rendements boursiers sur le marché boursier nigérian au cours de la période 1995-2016, en utilisant une approche de modélisation de la volatilité. En utilisant des données mensuelles sur les rendements boursiers et le taux d'inflation de l'indice des prix à la consommation, l'étude a utilisé des techniques de modélisation de la volatilité GARCH et E-GARCH pour l'analyse. Les résultats de l'étude ont révélé que l'inflation de l'IPC n'est pas une variable importante pour expliquer la volatilité des rendements boursiers au Nigeria. Le modèle E-GARCH n'a pas révélé l'existence d'une asymétrie dans les séries de rendements boursiers, c'est-à-dire que les bonnes et les mauvaises nouvelles ont un impact identique sur les rendements boursiers au Nigeria. Le modèle GARCH montre une persistance élevée dans la série des rendements boursiers, bien qu'un choc sur les rendements boursiers n'ait qu'un impact temporaire. En Afrique de l'Est, Otieno et al.(2019) se sont penchés sur le cas du Kenya. Ils ont examiné l'impact de l'inflation sur les rendements boursiers au Kenya en utilisant des données mensuelles pour la période 1993 à 2015. L'estimation du maximum de vraisemblance basée sur le modèle ARFIMA (Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average) a été utilisée pour déterminer les ordres d'intégration des variables individuelles ainsi que les résidus de cointégration. Les résultats du modèle ARFIMA indiquent que le taux d'inflation mensuel, le taux d'inflation annuel et les rendements boursiers ont des ordres d'intégration non entiers. Ceci est incompatible avec les résultats stationnaires/non stationnaires souvent obtenus par les tests de racine unitaire conventionnels et implique que les chocs subis par les variables sont très persistants mais finissent par disparaître. Les résultats révèlent également que les résidus de co-intégration ont des ordres d'intégration non entiers, ce qui suggère que les déviations de l'équilibre à long terme sont prolongées, contrairement à l'hypothèse retenue dans le cadre conventionnel de la co-intégration. Le modèle de correction d'erreur à intégration fractionnée (FIECM) révèle que le taux d'inflation en glissement annuel cause positivement les rendements du marché boursier. Cela confirme l'effet Fisher et implique que les rendements boursiers au Kenya offrent un abri contre les pressions inflationnistes. En somme, nous pouvons retenir de cette revue que les débats théoriques sur la relation entre l'inflation et le rendement boursier ont motivé la communauté des chercheurs à effectuer plusieurs travaux empiriques en vue de mettre en évidence cette relation. Cependant, les résultats de ces travaux empiriques sont contradictoires. Certains travaux ont confirmé l'existence d'une relation positive entre l'inflation et le rendement boursier. Par contre, d'autres ont confirmé la relation négative. Dans le second chapitre ci-dessous, nous présenterons les politiques de développement des marchés

financiers et la politique monétaire dans la zone CEDEAO ainsi que l'évolution des variables liées à l'inflation et au rendement boursier.

### 3- Méthodologie

#### 3.1- Les données de l'étude

Les données utilisées dans cette étude sont annuelles et proviennent essentiellement de la Banque Mondiale (WDI, 2021) et WGI (2021). L'analyse porte sur les pays de la CEDEAO. En raison de la disponibilité des données la période d'étude part de 2000 à 2019 et concernent 5 marchés boursier de la zone CEDEAO. Le tableau ci-dessous faire la synthèse des variables utilisées dans cette étude, leurs sources ainsi que la référence par auteurs

**Tableau 1 : Description des variables**

Variabes	Description	Source	Signification	Auteurs
Rend_B	Rendement boursier	Banque Mondiale (2021)	Le rendement boursier est le taux de variation de l'indice boursier. Il est obtenu à partir de la formule suivante : $Rend\_B = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$ Avec $I_t$ l'indice boursier de la période t et $I_{t-1}$ l'indice boursier de la période t-1	Ahluwalia ,et al . (2019) Chen (2009)
Infl	Taux d'inflation	Banque Mondiale (2021)	L'inflation est la hausse du niveau général des prix. Elle est mesurée par le déflateur du PIB. Le déflateur du PIB est déterminé à partir de la formule suivante : $INFL = \frac{PIB_{nominal}}{PIB_{réel}} \times 100$	Ahluwalia,et al (2019) Abbas et al (2019) :
TC	Taux de change	Banque Mondiale (2021)	le taux de change est le prix relatif d'une monnaie par rapport à une autre	(Bialès, 2017) (Khan et al., 2012)
PIB	Le taux de croissance de la production	Banque Mondiale (2021)	Le PIB réel par habitant est souvent utilisé comme indicateur de l'amélioration de la richesse individuelle, assimilée au niveau de vie. Il représente donc, l'indicateur de la performance de l'économie. $PIB = \sum Va$	Il est généralement admis que la croissance économique est favorable aux rendements boursiers. (Ritter, 2005)

Stab_po	Stabilité Politique	WGI(2021)	Elles se composent de contraintes formelles (comme les règles, les lois, les constitutions), de contraintes informelles (comme des normes de comportement, des conventions, des codes de conduite auto-imposés) et des caractéristiques de leur application.	Douglass North (1990) (Karolyi, 2006) Beaulieu et Caron (2005)
M2	L'offre de Monnaie	Banque Mondiale (2021)	La quantité de monnaie offerte dans l'économie au sens de M2.	Ilahi et. al (2015), Kotha et Sahu (2016) Rahman (2009), Asekome et Agbonkheshe (2015)

Source : Auteurs selon la revue de littérature

### 3.2- Spécification du modèle

Cette section sera consacrée à la présentation du modèle de base et la spécification du modèle relatif à notre étude. L'étude s'appuie sur celle de Elian et Kisswani (2017) menée au Koweït. Ces auteurs ont examiné l'effet des variations des prix nominaux du pétrole sur les rendements du marché boursier du Koweït au cours de la période allant du 3 janvier 2000 au 9 décembre 2015. Pour ce faire, ils ont utilisé un modèle DOLS qui se présente comme suit :

$$y_t = X_t' \beta + D'_{it} + \sum_{j=-q}^r \Delta X'_{t+j} \delta + v_{it}$$

Où  $y_t$  est le rendement du marché boursier ;  $X$  est le prix nominal du pétrole au comptant et  $v_{it}$  le terme d'erreur.  $q$  est le retard et  $r$  les avancements des régresseurs différenciés.  $\beta$  et  $\delta$  sont des paramètres.

A partir de cette équation, nous spécifions le modèle de l'étude suivant :

$$\begin{aligned} Rend_{Bit} = & \alpha_i + \beta_1 Infl_{it} + \beta_2 TC_{it} + \beta_3 PIB_{it} + \beta_4 SP_{it} + \beta_5 M2_{it} + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta Infl_{it} \\ & + \sum_{j=-q}^q d_{ij} \Delta TC_{it} + \sum_{j=-q}^q e_{ij} \Delta PIB_{it} + \sum_{j=-q}^q f_{ij} \Delta SP_{it} + \sum_{j=-q}^q g_{ij} \Delta M2_{it} + v_{it} \end{aligned}$$

Où,  $\alpha_i$  est une constante ;  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, c_{ij}, d_{ij}, e_{ij}, f_{ij}, g_{ij}$  sont des paramètres à estimer ;  $v_{it}$  est le terme d'erreur ;  $q$  est le retard et  $\Delta$  l'opérateur de différence ;  $i$  est l'indice se rapportant aux différents pays et  $t$  est l'indice temporel (nombres d'années). La mise en œuvre de l'estimateur DOLS nous impose de suivre une démarche économétrique rigoureuse qui nous conduit à faire un certain nombre de tests. D'abord des tests préliminaires (homogénéité et d'indépendance inter individuel), ensuite des tests de racines unitaires et de Co-intégration. L'analyse du test d'homogénéité conclut que le panel est homogène et qu'il n'y a pas de présence d'effets spécifique. Par ailleurs, le test d'indépendance de BREUSH PAGAN(1980 )

confirme la présence d'indépendance inter individuel. Par conséquent, les tests de racines unitaires de première génération ont été mises en œuvre pour tester la présence ou non d'une racine unitaire ainsi que l'ordre de Co intégration de nos séries.

Le test de racine unitaire de Choi, 2001 montre que les variables (Rendement boursier, inflation et croissance économique) sont stationnaires en niveau ou intégré d'ordre 0. Par contre, les variables taux de change, masse monétaire et stabilité politique sont stationnaire en différence première ou intégré d'ordre 1. Il y'a donc présomption de Co intégration entre ces variables. Pour cela, nous procédons aux tests de vérification de l'existence d'une relation de long terme entre la variables dépendante et les variables explicatives (Kao,1999 ; Pedroni,1999). Le test de co-intégration de Kao révèle que les probabilités du test sont toutes inférieurs à 5%, donc on rejette l'hypothèse nulle d'absence de relation de co-intégration. Par conséquent il existe une relation de long terme entre la variable dépendante et les variables explicatives. Pour plus de robustesse nous avons effectué un second test, celui de Pédroni, 1999. En conclusion de ce test, il ressort que les deux dernières statistiques (PP et ADF) ont des probabilités inférieures à 5%. On rejete donc l'hypothèse nulle d'absence de relation de co-intégration.

Les variables étant stationnaires et Co intégrés, nous utilisons donc l'estimateur DOLS pour mettre en évidence la relation de long terme existante entre les rendements boursiers et les autres variables explicatives.

#### 4- Résultats, interprétations et discussions.

Cette section sera consacrée à la présentation dans un premier temps de l'analyse descriptive des données. Dans un second temps nous analyserons les résultats de l'estimation du modèle et enfin nous procéderons à l'interprétation des résultats économétriques.

##### 4.1- Analyse descriptive des données

Dans l'analyse des résultats des estimations économétriques, il est important de jeter un regard sur l'analyse descriptive du comportement naturel des données dont nous disposons.

**Tableau 2** : Statistique descriptive

Variable	Moyenne	Ecart-type	Min	Max	Observations
<i>Rend_B</i>	0,069	0,578	-0,941	5,131	N = 100
<i>Infl</i>	11,067	7,471	-1,106	34,695	N = 100
<i>PIB</i>	5,129	5,138	-20,598	26,417	N = 100
<i>TC</i>	2038,96	2327,181	1,364	8367,441	N = 100
<i>M2</i>	21,566	5,843	11,300	34,108	N = 100
<i>Stab_po</i>	8,119	1,337	4,916	11	N = 100

Source : Auteur, à partir des données de la banque mondiale (2021) et WGI (2021).

Le rendement moyen du marché boursier est de 0,06%, avec un écart-type de 0,57 supérieur à la moyenne traduisant une forte dispersion. Le rendement boursier varie entre -0,94% en 5,13%. Au niveau de l'inflation, le taux moyen des 11,06%, avec une dispersion de 7,47% traduisant de faibles différences entre les valeurs de l'inflation observée au cours de cette période. En

outre, le taux d'inflation minimum est de -1,11% et le taux d'inflation maximum est de 34,69%. Quant au taux de croissance économique, il est en moyenne 5,12% et une dispersion de 5,14%. Sa valeur minimum est de -20,59% et sa valeur maximum est de 26,42%. Par ailleurs, le taux de change moyen est de 2038, 96% avec une faible dispersion de 2327,181%. Cette variable sera loguée car elle présente un grand écart par rapport aux autres variables. Au niveau de la masse monétaire, on observe en moyenne 21,56% avec une faible dispersion de 5,84%. Son niveau minimum est de 11,30% et son niveau maximum est de 34,11%. Concernant la stabilité politique, elle est en moyenne 8,11 avec une faible dispersion de 1,34.

#### 4.2- Résultats des estimations

Il s'agira de présenter d'une part les résultats d'estimation du modèle DOLS et, d'autre part, présenter ceux du test de causalité de Granger

Les résultats de l'estimation du modèle DOLS sont présentés dans le tableau ci-dessous. Les résultats révèlent que l'inflation a un effet positif et statistiquement significatif sur le rendement boursier à long terme en zone CEDEAO au seuil de 1%. Ce qui implique que l'inflation influence positivement le rendement boursier à long terme en zone CEDEAO. Par ailleurs, au niveau des variables de contrôle, la croissance économique et la stabilité politique ont un effet positif et statistiquement significatif sur le rendement boursier à long terme au seuil de 1%.

**Tableau 3 : Résultat des estimations**

Variables	Coefficients	Ecart-types	z	P>z
<i>Infl</i>	0,038***	0,012	3,06	0,002
<i>PIB</i>	0,051***	0,013	3,97	0,000
<i>TC</i>	-0,00008	0,000	-0,6	0,546
<i>M2</i>	-0,106***	0,017	-6,38	0,000
<i>Stab_po</i>	0,405***	0,060	6,69	0,000
R-carré	= 0,624			
R-carré ajusté	= -0,405			

*Source* : Auteur, à partir des données de la banque mondiale (2021) et WGI (2021).

*Note* : (\*\*\*) représente la significativité au seuil de 1%.

Par contre, l'offre de monnaie a un effet négatif et statistiquement significatif sur le rendement boursier à long terme au seuil de 1% en zone CEDEAO. Quant au taux de change, il a un effet négatif mais non significatif sur le rendement boursier à long terme en zone CEDEAO. Toutefois, si l'inflation influence le rendement boursier, le rendement boursier pourrait

également avoir des effets sur l'inflation. Pour vérifier cette relation de causalité entre ces deux variables, nous avons utilisé le test de causalité au sens de Granger.

Suite aux résultats des tests de co-intégration qui ont indiqué la présence de relations de long terme entre les rendements boursiers et le niveau d'inflation, nous adoptons la méthode de Granger pour déterminer la direction de la causalité du modèle. Les résultats de la régression sont présentés dans le tableau ci-dessous.

**Tableau4** : Résultat du test de non causalité au sens de Granger ( Test Dumitescu et Hurlin,2012)

Statistiques	P-value
Z-bar = -0,9215	0,3568
Z-bar tilde = -0,8980	0,3692

Source : Auteur, à partir des données de la banque mondiale (2021) et WGI (2021).

L'analyse des résultats du tableau 4 ci-dessus indique la p-value étant supérieure à 5%, le test de Granger laisse présager que le rendement boursier ne cause pas l'inflation. Ce qui implique un lien de causalité unidirectionnelle entre l'inflation et le rendement boursier allant de l'inflation vers le rendement boursier pour le cas de la CEDEAO. Autrement dit, dans le cas des pays de la CEDEAO, c'est l'inflation qui cause le rendement boursier et non l'inverse

### 4.3- Interprétations

Les résultats révèlent que l'inflation a un effet positif sur le rendement boursier en zone CEDEAO. Lorsque l'inflation augmente d'une unité, le rendement boursier augmente de 0,038. Ce constat remet en cause l'hypothèse des effets de la fiscalité (TEH) qui prédit que la hausse du taux d'inflation augmente la charge fiscale des entreprises, ce qui réduit leurs bénéfices réels et fait baisser les rendements boursiers. Il remet également en cause la prédiction théorique de Fama (1981) selon laquelle la relation entre l'inflation et le rendement boursier est négative car une hausse de l'inflation augmente les dépenses de consommation, ce qui entraîne une baisse de l'épargne et de l'investissement en canalisant les ressources destinées à l'investissement vers la consommation. Cela diminue la demande d'actions et d'autres actifs financiers, entraînant une baisse du prix des actions. Ce qui est contraire dans notre cas. Cependant, cet effet positif de l'inflation sur le rendement boursier vient confirmer la théorie de Fisher (1930) qui prédit que les actions peuvent être utilisées comme couverture contre l'inflation à long terme. En effet,

les actions, qui représentent des créances sur les actifs réels d'une entreprise, peuvent servir de couverture contre l'inflation. Ainsi, les investisseurs vendraient leurs actifs financiers en échange d'actifs réels lorsque l'inflation attendue est prononcée, ce qui entraînerait une hausse du rendement boursier, car dans une telle situation, les prix des actions en termes nominaux devraient refléter pleinement l'inflation attendue et la relation entre ces deux variables devrait être positivement corrélée ex ante (Ioannides et al., 2005.). Ce résultat corrobore ceux de nombreuses études antérieures, notamment Tiwari et al. (2015) et Otieno et al. (2019). Un effet positif de la croissance économique sur le rendement boursier pourrait s'expliquer par le fait que les changements inattendus dans la croissance économique affectent les prix des actions. Les prix des actions baissent lorsque la probabilité d'une récession économique augmente, et les prix des actions augmentent lorsque la probabilité d'une reprise économique augmente. Les récessions sont définitivement mauvaises pour la rentabilité des actions, et les reprises cycliques sont bonnes (Ritter, 2005). En effet, une augmentation de la capacité d'exportation et, par conséquent, une croissance de la rentabilité, de la production industrielle et de l'expansion de l'utilisation des capacités affecte positivement les marchés boursiers. Ainsi, cet effet positif pourrait donc s'expliquer par la prospérité économique observée dans la région ces dernières années. Ce résultat corrobore celui de Şentürk et al. (2014) qui a révélé un effet positif de la croissance économique sur le rendement boursier en Turquie. En effet, en période de troubles politiques et civils, il n'est pas rare que les marchés boursiers connaissent des niveaux accrus de volatilité, car les événements politiques majeurs signalent un changement potentiel de politique qui peut entraîner des changements d'évaluation à l'échelle du marché boursier (Karolyi, 2006). Ainsi, un environnement favorable à travers la stabilité politique, rend le marché boursier moins volatile, ce qui est favorable pour le rendement boursier. Cet effet positif conforme aux résultats de nos estimations. Cela pourrait être donc dû au retour de la stabilité politique dans plusieurs pays de la région depuis la décennie dernière. Ces résultats sont conformes à ceux de Beaulieu et Caron (2005) et Murtaza et Ali (2015). Quant à la masse monétaire, elle a un effet négatif sur le rendement boursier à long terme en zone CEDEAO. Cet effet négatif pourrait s'expliquer par le fait que dans le cas d'une politique monétaire expansionniste, le gouvernement crée un excès de liquidités en s'engageant dans des opérations d'open market, ce qui entraînera par la suite une augmentation du prix des obligations et une baisse des taux d'intérêt. Cette baisse des taux d'intérêt entraînerait une baisse du taux de rendement requis. Ces résultats corroborent ceux de nombreuses études antérieures telles que

Rahma et al. (2009) et Asekome et Agbonkhese (2015) qui ont montré que l'offre de monnaie et les prix des actions sont négativement liés.

## 5- Conclusion

L'objectif de cet article était d'analyser l'effet de l'inflation sur le rendement boursier en zone CEDEAO. L'étude a porté sur un échantillon de 5 marchés boursiers de la zone CEDEAO, à savoir la BRVM, la Bourse du Ghana, la Bourse du Nigéria, la Bourse de la Guinée et celle de la Sierra Léone, couvrant la période 2000-2019. Pour atteindre cet objectif, nous avons utilisé la méthode des moindres carrés dynamiques (DOLS) de Saikkonen (1991) et Stock et Watson (1993). À l'issue de l'estimation, les résultats ont révélé que l'inflation a un effet positif et significatif sur le rendement boursier à long terme en zone CEDEAO. Au regard de ces résultats, l'enseignement majeur que nous pouvons retenir au terme de cette étude est que l'inflation n'a pas que d'effet négatif sur le rendement boursier, elle a aussi un effet positif si les actions sont utilisées comme couverture contre l'inflation à long terme. En effet, les actions, qui représentent des créances sur les actifs réels d'une entreprise, peuvent servir de couverture contre l'inflation. Ainsi, les investisseurs vendraient leurs actifs financiers en échange d'actifs réels lorsque l'inflation attendue est prononcée, ce qui entraînerait une hausse du rendement boursier. Pour vérifier le sens de causalité, nous avons effectué le test de causalité de Granger adapté aux données de panel proposé par Demitrescu et Hurlin (2012). Les résultats de ce test ont révélé l'existence d'une relation de causalité unidirectionnelle qui part de l'inflation vers le rendement boursier en zone CEDEAO. Dans l'ensemble, ces résultats fournissent un certain nombre d'implications en termes de politiques. Au niveau de l'inflation, bien qu'elle ait un effet positif sur le rendement boursier, il faut plutôt prendre des mesures de maîtrise de l'inflation telles que l'offre de monnaie, la détermination des taux d'intérêt, la politique d'open market. Car une longue période inflationniste entraînerait des effets néfastes sur certaines variables macroéconomiques et entraverait la croissance économique dans la zone CEDEAO. Les gouvernants doivent aussi renforcer les mesures d'amélioration du cadre institutionnelle, afin de garantir la stabilité politique dans la région en vue d'améliorer le rendement boursier.

Cet article fournit des résultats intéressants sur l'effet de l'inflation sur le rendement boursier en zone CEDEAO. Cependant, il reste des perspectives de recherche possibles. En effet, une analyse de l'effet de l'inflation sur les marchés obligataires d'une part et bancaires d'autres part pourrait permettre de comprendre si l'effet de l'inflation sur le rendement est spécifique aux marchés boursiers ou s'applique également aux autres marchés.

## Références

- [1] Ahluwalia, P., & Gupta, P. K. (2019). Inflation and stock return dynamics in Indian stock markets. *Economics, Management and Sustainability*, 4(4), 54-61.
- [2] Ahluwalia, P., & Gupta, P. K. (2019). Inflation and stock return dynamics in Indian stock markets. *Economics Management and Business*, 7(1), 27-38.
- [3] Alqaralleh, H. (2020). Stock return-inflation nexus; revisited evidence based on nonlinear ARDL, *Journal of Applied Economics*, 23(1), 66-74.
- [4] Asekome, M. O., & Agbonkhese, A. O. (2015). Macroeconomic variables, stock market bubble, meltdown and recovery: Evidence from Nigeria, *Journal of Finance and Bank Management*, 3(2), 25-34.
- [5] Beaulieu, J.M, et Caron, M.G . (2005). B-Arrestin Goes Nuclear, *Cell* 123, 755-757.
- [6] Bhandari, A., & Bandi, K. (2018). On the dynamics of inflation-stock returns in India, *Journal of Quantitative Economics*, 16(1), 89-99.
- [7] Bialès, C. (2017). Le taux de change, *Revue d'économie financière*, (3), 139-157.
- [8] Breusch, T. S. et Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics, *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- [9] Chen, S. S. (2009). Stock returns and inflation revisited: An evaluation of the inflation illusion hypothesis. *Journal of Empirical Finance*, 16(3), 409-427.
- [10] Cohen, R. B., Polk, C., & Vuolteenaho, T. (2005). Money illusion in the stock market: The Modigliani-Cohn hypothesis, *The Quarterly journal of economics*, 120(2), 639-668.
- [11] Dornbusch, R., and S. Fisher (1980). Exchange Rates and the Current Account, *American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- [12] Dumitrescu, E.-I., and Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels, *Economic Modelling*, 29, 1450–1460.
- [13] Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- [14] Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money, *The American economic review*, 71(4), 545-565.
- [15] Fisher, I. (1930). *Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*, Augustusm Kelly Publishers, Clifton.
- [16] Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and crossspectral methods, *Econometrica*, 37, 424–438.
- [17] Hurlin, C. et Mignon, V. (2006). Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel, *Économie et Prévision*, (180-181), 241-265.
- [18] Ilahi, I., Ali, M., & Jamil, R. A. (2015). Impact of macroeconomic variables on stock market returns: A case of Karachi stock exchange.
- [19] Ioannides, D., Katrakilidis, C., & Lake, A. (2005). The relationship between Stock Market Returns and Inflation: An econometric investigation using Greek data, *In International Symposium on Applied Stochastic Models and Data Analysis, Brest-France*, 17-20.

- [20] Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- [21] Kao, C. et Chiang, M.-H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, in Baltagi B. H. (ed.), *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, 179–222.
- [22] Karolyi, G. A. (2006). The consequences of terrorism for financial markets: what do we know?, Fisher College of Business, Ohio State University, Columbus, OH 43210, USA.
- [23] Kimani, D. K., & Mutuku, C. M. (2013). Inflation dynamics on the overall stock market performance: The case of Nairobi Securities Exchange in Kenya, *Economics and Finance Review*, 2(11), 1-11. 57
- [24] Modigliani, F., & Cohn, R. A. (1979). Inflation, rational valuation and the market, *Financial Analysts Journal*, 35(2), 24-44.
- [25] North, D. C. (1990). A transaction cost theory of politics, *Journal of theoretical politics*, 2(4), 355- 367.
- [26] Novriyani, N. (2021). Inflation and interest rate with exchange as intervening variables: on stock return: Inflation, Interest Rate, Stock Return and Exchange Rate, *Jurnal Manajemen dan Bisnis*, 10(2), 68-79.
- [27] Otieno, D. A., Ngugi, R. W., & Muriu, P. W. (2019). The impact of inflation rate on stock market returns: evidence from Kenya, *Journal of Economics and Finance*, 43(1), 73-90.
- [28] Pedroni, P. (1996). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity, *Working Paper in Economics*.
- [29] Pedroni, P. (1997). Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis: new results, *Working Paper in Economics*.
- [30] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), 653-670.
- [31] Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, *Advances in Econometrics*, 15(2), 93-130.
- [32] Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis, *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
- [33] Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- [34] Rahman, A. A., Sidek, N. Z. M., & Tafri, F. H. (2009). Macroeconomic determinants of Malaysian stock market. *African Journal of Business Management*, 3(3), 095-106.
- [35] Ritter, J. R. (2005). Economic growth and equity returns, *Pacific-Basin Finance Journal*, 13(5), 489- 503.
- [36] Saleem, F., Zafar, L., & Rafique, B. (2013). Long run relationship between inflation and stock return : evidence from Pakistan, *Academic Research International*, 4(2), 407. .

- [37] Şentürk, M., Özkan, G. S., & Akbaş, Y. E. (2014). The relationship between economic growth and stock returns: an example from Turkey, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 15(2), 155-164.
- [38] 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.
- [39] Tarza, S. J., Iorember, P. T., & Usar, T. (2017). Inflation and stock market returns volatility: Evidence from the Nigerian stock exchange 1995Q1-2016Q4: An E-GARCH approach. *International Journal of Econometrics and Financial Management*, 5(2), 69-76.
- [40] Tiwari, A. K., Adewuyi, A. O., Awodumi, O. B., & Roubaud, D. (2020). Relationship between stock returns and inflation : New evidence from the US using wavelet and causality methods, *International Journal of Finance & Economics*, 1-26.
- [41] Tiwari, A. K., Dar, A. B., Bhanja, N., Arouri, M., & Teulon, F. (2015). Stock returns and inflation in Pakistan, *Economic Modelling*, 47, 23-31.
- [42] Tripathi, V., & Kumar, A. (2014). Relationship between Inflation and stock returns—evidence from BRICS markets using Panel Co integration Test, *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 4(2), 647-658.
- [43] Tripathi, V., & Kumar, A. (2015). Do macroeconomic variables affect stock returns in BRICS markets? An ARDL approach, *Journal of Commerce & Accounting Research*, 4(2), 1615.
- [44] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- [45] Yoo, S. H. (2006). The causal relationship between electricity consumption and economic growth in the ASEAN countries, *Energy Policy*, 34(18), 3573-3582