

## **Les anomalies boursières en Afrique: le cas de l'effet taille et de l'effet valeur sur les bourses des zones nord et subsaharienne du continent**

## **Stock market anomalies in Africa: the case of the size effect and the value effect on the stock markets of the northern and sub-Saharan zones of the continent**

**Bara NDIAYE**

Doctorant en Sciences de Gestion spécialisé en finance

Université Gaston Berger de Saint Louis

Saint-Louis Etude et Recherche en Gestion (SERGe)

Sénégal

**[ndiaye.bara@ugb.edu.sn](mailto:ndiaye.bara@ugb.edu.sn)**

**Date de soumission :** 15/12/2021

**Date d'acceptation :** 27/01/2022

**Pour citer cet article :**

NDIAYE B.(2022) «Les anomalies boursières en Afrique : le cas de l'effet taille et de l'effet valeur sur les bourses des zones nord et subsaharienne du continent», Revue Internationale des Sciences de Gestion «Volume 5 : Numéro 1» pp : 540 - 553

## Résumé

Cet article teste la présence des effets taille et valeur sur les bourses africaines. Ces deux effets sont respectivement découverts par Banz (1980) et Basu (1983) à la suite des tests empiriques effectués à partir des données de bourses américaines. L'effet taille se manifeste par une situation dans laquelle les portefeuilles de titres à taille inférieure sont plus performants que les autres portefeuilles à taille supérieure. L'effet valeur se traduit par une performance élevée des portefeuilles de titres qui ont un ratio élevé de valeur comptable sur valeur de marché.

Les tests empiriques sont réalisés sur des données issues de 13 marchés boursiers se trouvant dans la zone nord et dans la zone subsaharienne du continent africain et couvrent parallèlement la période allant de Juillet 1993 à Décembre 2020, soit 318 mois au total.

Les résultats obtenus révèlent la forte présence de ces anomalies sur le continent africain. En effet, les portefeuilles taille (valeur) de déciles inférieurs (supérieurs) ont des rendements moyens supérieurs à ceux des portefeuilles taille (valeur) de déciles supérieurs (inférieurs). En pondération égale comme en pondération par la capitalisation boursière, les facteurs taille et valeur sont très significatifs en moyenne en atteignant tous un seuil de 1%.

**Mots clés :** effet taille, effet valeur, anomalies boursières, efficience de marché, bourses africaines.

## Abstract

This article tests the presence of size and value effects on African stock markets. These two effects are respectively discovered by Banz (1980) and Basu (1983) following empirical tests carried out using US stock market data. The size effect manifests itself in a situation in which the portfolios of smaller-sized securities perform better than other larger-sized portfolios. The value effect is reflected in the high performance of securities portfolios that have a high ratio of book value to market value.

The empirical tests are carried out on data from 13 stock markets located in the northern zone and in the sub-Saharan zone of the African continent and simultaneously cover the period from July 1993 to December 2020, i.e. 318 months in total.

The results obtained reveal the strong presence of these anomalies on the African continent. This is because size (value) portfolios in lower (higher) deciles have higher average returns than size (value) portfolios in higher (lower) deciles. In equal weighting as in weighting by market capitalization, the size and value factors are very significant on average, all reaching a threshold of 1%.

**Keywords:** size effect, value effect, stock market anomalies, market efficiency, African stock markets.

## Introduction

Le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) de Sharpe (1964), Lintner (1955) et Mossin (1966) est construit sur les bases d'hypothèses fortes dont l'une d'elle évoque la perfection des marchés et leur évolution dans un monde sans impôts. Lorsque les marchés sont parfaits, il est presque impossible de gagner de rendements anormaux et la valeur observée des titres reflète carrément leur prix d'équilibre. Cette hypothèse sur la perfection des marchés est réfutée par des recherches faites sur des marchés africains comme celle d'Ayentimi, Mensah, & Naa-Idar (2013) appliquée sur la bourse Ivoirienne. En réalité, il est possible pour un agent de faire un arbitrage et de bénéficier de rendements d'une façon anormale par le biais de simples prévisions des prix car les investisseurs sont hétérogènes et ne disposent pas de la même information.

Ces facteurs d'hétérogénéité des acteurs du marché entraînent l'existence d'un écart entre les rendements normaux calculés sur la base de l'hypothèse de l'efficacité des marchés et les rendements observés. D'une manière générale, ces éléments de dissemblance affectent les valeurs des actifs sur les marchés financiers. Ces observations qui vont à l'encontre des théories de base sur l'efficacité conduisent à un phénomène appelé anomalie dont sa présence sur les marchés boursiers est révélée depuis les années 80.

A cet effet, l'une des premières anomalies constatées porte sur l'effet taille entraînant une relation inverse entre la valeur de marché d'une entreprise et ses rendements (Banz, 1980), puis s'en suivent d'autres comme l'effet week-end de Cross (1973) qui constate une forte différence entre le cours de clôture du vendredi et le cours d'ouverture du lundi, pareil aussi pour l'effet de janvier de Rozeff & Kinney (1976).

D'une manière surprenante, les récentes études ont révélé plusieurs autres anomalies ayant une influence directe sur les marchés. Rien qu'en 2015, des tests effectués sur les données relatives à 80 anomalies sur NYSE<sup>1</sup> ont révélé que 35 entre elles étaient fortement significatives (Hou, Xue, & Zhang, 2015). En 2018, d'autres tests sont portés au total sur 158 anomalies sur cette même bourse du NYSE (Hou, Mo, Xue, & Zhang, 2018).

Ces caractéristiques sont bien présentes sur certaines parties du continent. Rien que dans la zone ouest-africaine, les deux principaux marchés que sont le Ghana stock Exchange (GSE) et la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) sont révélés inefficients (Ayentimi, Mensah, & Naa-Idar, 2013). Et même si les études sur les anomalies des marchés africains sont

---

<sup>1</sup> Une bourse américaine appelé New York Stock Exchange

presque inexistantes, l'effet momentum (continuation de tendance d'un titre à court terme) est bien présent sur la bourse marocaine (Sifouh & Oubal, 2018) où certaines valeurs boursières sont jugées illiquides (Soudi & Ghermatha, 2019).

Les anomalies boursières sont l'ensemble des phénomènes présents sur les marchés boursiers et qui peuvent réfuter l'hypothèse de l'efficience des marchés en entraînant toujours une différence entre le prix observé et le prix d'équilibre. Elles entraînent le plus souvent, une variation subite et excessive des cours qui se manifeste par des comportements anormaux des prix<sup>2</sup> à la fin de chaque mois et particulièrement entre décembre et janvier (effet janvier), entre le dimanche et le lundi de chaque weekend (effet weekend), entre les titres à faible capitalisation boursière et les titres à forte capitalisation boursière (effet taille), ainsi que plusieurs autres anomalies.

Dès lors, la question centrale à laquelle nous cherchons de répondre est de savoir si, l'effet taille et l'effet valeur sont-ils réellement présents dans les rendements des titres cotés sur les bourses africaines ?

Notre article est une recherche empirique qui vérifie la présence de l'effet taille et de l'effet valeur à la fois, sur les titres cotés sur 13 bourses africaines se situant dans les zones Nord et subsahariennes du continent.

Au premier point de ce papier, nous faisons une brève littérature sur les anomalies boursières particulièrement sur les effets taille et valeur avant de procéder à des tests empiriques et à l'annonce des résultats obtenus dans la seconde partie.

### **1. Revue sur les anomalies boursières**

Les recherches académiques ont révélé une centaine d'anomalies boursières ces 30 dernières années ; voir Novy-Marx & Velikov (2016). Ces anomalies sont représentées le plus souvent par les facteurs taille, valeur, momentum et autres facteurs statistiquement significatifs et pris en compte par des modèles divers.

Banz (1980) révéla une anomalie en étudiant la relation empirique entre les rendements et la valeur de marché des titres cotés sur le marché du NYSE. Sur la base d'un modèle dont les paramètres sont estimés à partir des données boursières historiques, les résultats de ses tests ont

---

<sup>2</sup> De nombreuses anomalies boursières remettant en cause l'hypothèse de l'efficience des marchés sont révélées depuis les années 80. Voir par exemples les travaux de Banz (1980) sur l'effet de taille des portefeuilles de titres, Gibbons et Hess (1981) sur l'effet de la saisonnalité des rendements, Dimson (1988) sur son ouvrage récapitulatif sur les anomalies, ainsi que la presque totalité des auteurs des nouveaux modèles de facteurs.

montré que les entreprises à faible capitalisation boursière présentent un niveau de risque réel supérieur à celui des entreprises de taille.

Banz (1980) s'appuie en partie sur le MEDAF pour formuler un modèle consistant à ajouter un facteur supplémentaire susceptible de mesurer la variation relative de la valeur de marché des titres par rapport au portefeuille de marché, c'est le facteur taille de la firme. Le modèle utilisé par Banz (1980) peut être écrit comme suit :

$$E[R_i] = \alpha_0 + \alpha_1\beta_i + \alpha_2[(s_i - s_M)/s_M].$$

Avec  $E[R_i]$  mesurant les rendements attendus du titre  $i$  et  $s_i$  et  $s_M$  mesurant respectivement la valeur de marché (taille) du titre  $i$  et la capitalisation (taille) moyenne des firmes dans le marché. Le paramètre  $\alpha_1$  mesure la prime de risque du marché attendu,  $\alpha_2$  est une constante mesurant la contribution de l'effet taille aux rendements attendus des titres, et  $\alpha_0$  mesure le niveau de rendement attendu sur une firme qui a un bêta de zéro et une taille moyenne.

L'étude porte sur tous les titres ordinaires cotés sur le NYSE entre 1926 et 1975. Elle est faite à partir d'un modèle économétrique supposé être linéaire et qui ajoute au MEDAF un paramètre susceptible de mesurer l'effet de la taille de chaque titre par rapport au portefeuille de marché. Cependant la linéarité du modèle de Banz (1980) est simplement supposée. En réalité il n'y a aucune justification théorique qu'un tel modèle serait linéaire.

Dans la même logique, Cross (1973) a montré le phénomène de l'effet de weekend selon lequel les rendements augmentent probablement les vendredis plus que les autres jours de la semaine en général et plus que les lundis en particulier. Cette anomalie est affirmée à la suite d'une étude empirique portant sur les données de l'indice composite *Standard & Poor*, de 1953 à 1970.

Quant à Rozeff & Kinney (1976), ils ont découvert une sorte de saisonnalité dans les rendements mensuels du fait que ces derniers ont tendance à augmenter anormalement en janvier.

L'effet valeur maintenant désigne un comportement contraire à l'effet taille. En effet, les titres à valeur supérieure ont tendance à générer des rendements anormaux supérieurs à ceux des titres à valeur inférieure, ce qui est révélé initialement par Basu (1983).

En bref il existe une multitude d'anomalies actuellement mis en évidence sur les bourses et utilisées pour construire les modèles d'estimation des actifs. Harvey, Liu, & Zhu (2016) parlent de 296 anomalies découvertes ces récentes années dont près de 27% à 53% parmi elles sont probablement une fausse découverte. Une telle hypothèse est appuyée par Hou, et al., (2015) qui affirment l'existence de 452 anomalies dont les 82% sont insignifiantes.

## 2. Méthodologie

Cette partie sur la méthodologie la procédure de construction des facteurs taille (*SIZE*) et valeur (BTM) ainsi que les données boursières utilisées pour faire les tests empiriques.

### 2.1. La construction des variables taille et valeur

Le facteur taille (*SIZE*) initialement révélé par Banz (1980) est repris dans de nombreuses études empiriques dont les plus représentées sont celle de Fama & French (1992, 1993) et celle de Hou, et al., (2015). Pour construire ce facteur, nous nous référons alors aux travaux de Fama & French (1993).

Le facteur BTM est le ratio de la valeur comptable sur la valeur de marché, utilisé dans de nombreux modèles de Fama et French comme de même que dans le modèle de Barillas & Shanken (2018). BTM est représenté sur Thomson DATASTREAM sous le code WC03501.

Afin de construire les facteurs taille (*SIZE*) et valeur (BTM), toutes les variables sont classées en dix quantiles de façon indépendante et selon le portefeuille à construire.

Pour ce faire, nous avons construit les facteurs en classant les données en deux portefeuilles selon la taille et indépendamment en trois portefeuilles à partir du ratio de la valeur comptable sur la valeur de marché. Ce qui fait au total six portefeuilles (2X3) construits au terme du mois de juin de chaque année. Nous choisissons la moitié des déciles comme points de rupture (*breakpoint*) entre les deux portefeuilles de taille et le trentième et le soixante-dixième percentile entre les trois portefeuilles de valeur.

En effet, plusieurs auteurs ayant effectué des études similaires ont utilisé des points de rupture différents sans pour autant justifier leurs choix.

Nous reprenons la méthode de construction du facteur taille de Fama & French (1993) dans leur modèle à 3 facteurs et réexpliquée brièvement par Gillet & Hübner (2019).

La méthode de calcul du facteur taille est simple, elle consiste d'abord à additionner les trois portefeuilles à faibles valeurs ( $SH_1$ ;  $SH_2$ ,  $SH_3$ ) utilisés dans le calcul des portefeuilles formés à partir des autres facteurs puis répéter la même procédure avec les trois portefeuilles à taille élevée ( $BH_1$ ;  $BH_2$ ;  $BH_3$ ). Par la suite faire la différence entre la somme des portefeuilles  $SH$  et la somme des portefeuilles  $BH$  et diviser le résultat obtenu par trois.

Si l'un des portefeuilles de petite taille (grande taille) est une valeur manquante, il convient de considérer deux portefeuilles  $SH$  et deux portefeuilles  $BH$  en divisant leur différence par deux.

Le facteur BTM est construit en faisant l'écart entre, la somme des portefeuilles taille ( $SH_3$ ) et valeur ( $BH_3$ ) les plus élevés et celle des portefeuilles taille ( $SH_1$ ) et valeur ( $BH_1$ ) les plus bas, divisée par deux.

Pour tenir compte des deux méthodes de calcul des rendements boursiers le plus populaires, nous avons pondéré les rendements obtenus par la valeur (par la capitalisation boursière ; VW) d'une part et d'autre part nous les avons calculés avec une pondération égale (EW).

## 2.2. Les données

Le lavage des données initiales nous a permis de constituer un échantillon final à partir duquel les tests seront faits. En effet, les données sont finalement issues de 13 marchés boursiers africains après épuration.

Cet échantillon final est constitué de 745 firmes en décembre 2020 contre seulement 92 en janvier 1993.

Cette étude porte sur des entreprises cotées sur 13 bourses africaines des zones subsaharienne et du nord entre juillet 1992 et décembre 2020 (voir tableau 1). Soit une fenêtre de 318 mois constituant une base de données de 745 entreprises en 2020, sur lesquelles nous avons recueilli les variables taille et valeur constituant les deux principales anomalies que nous voulons tester leur présence sur ces marchés.

**Tableau 1 : Nombre de firmes par pays et par an**

Ce tableau comporte le nombre de titres par pays et par année paire entre 1992 et 2020. Toutes les données sont issues de Datastream.

Pour faciliter la compréhension du tableau, nous avons choisi de remplacer ici les marchés boursiers concernés par les noms des pays dans lesquels ils se situent.

Les marchés considérés sont subdivisés en deux groupes, ceux de l'Afrique du Nord (Egypte, Maroc et Tunisie) et ceux de la zone subsaharienne (Afrique du Sud, Botswana, Côte d'Ivoire, Ghana, Kenya, Malawi, Ile Maurice, Nigéria, Tanzanie et Zambie).

| <b>Années</b>                | 1992     | 1994     | 1996      | 1998       | 2000      | 2002       | 2004       | 2006       | 2008       | 2010       | 2012       | 2014       | 2016       | 2018       | 2020       |
|------------------------------|----------|----------|-----------|------------|-----------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| Egypte                       |          | 1        | 36        | 92         | 61        | 92         | 101        | 107        | 122        | 128        | 129        | 148        | 161        | 164        | 167        |
| Maroc                        |          | 8        | 11        | 23         | 21        | 23         | 23         | 30         | 45         | 46         | 50         | 51         | 53         | 53         | 54         |
| Tunisie                      |          |          |           |            |           |            | 1          | 21         | 26         | 29         | 33         | 48         | 52         | 54         | 55         |
| <b>Total Afrique du Nord</b> | <b>0</b> | <b>9</b> | <b>47</b> | <b>115</b> | <b>82</b> | <b>115</b> | <b>125</b> | <b>158</b> | <b>193</b> | <b>203</b> | <b>212</b> | <b>247</b> | <b>266</b> | <b>271</b> | <b>276</b> |
| Afrique du Sud               | 67       | 71       | 80        | 107        | 105       | 107        | 110        | 119        | 142        | 146        | 150        | 158        | 166        | 179        | 182        |
| Botswana                     |          |          |           |            |           |            |            |            |            | 7          | 8          | 9          | 10         | 13         | 13         |
| Cote d'Ivoire                |          |          |           |            |           |            |            |            | 25         | 30         | 30         | 29         | 29         | 31         | 29         |
| Ghana                        |          |          |           |            |           |            |            |            |            | 18         | 18         | 18         | 21         | 23         | 23         |
| Kenya                        | 23       | 25       | 27        | 31         | 30        | 31         | 31         | 33         | 36         | 36         | 38         | 39         | 41         | 41         | 40         |
| Malawi                       |          |          |           |            |           |            |            |            |            | 3          | 4          | 4          | 4          | 4          | 5          |
| Ile Maurice                  |          |          |           |            |           |            |            |            | 37         | 38         | 40         | 41         | 44         | 46         | 47         |
| Nigéria                      |          |          |           |            |           |            |            |            |            | 108        | 106        | 113        | 114        | 90         | 108        |
| Tanzanie                     |          |          |           |            |           |            |            |            |            | 7          | 6          | 8          | 6          | 8          | 7          |
| Zambie                       |          |          |           |            |           |            |            |            |            |            | 13         | 13         | 13         | 14         | 15         |



|                                 |           |            |            |            |            |            |            |            |            |            |            |            |            |            |            |
|---------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| <b>Total Afrique Sud-Sahara</b> | <b>90</b> | <b>96</b>  | <b>107</b> | <b>138</b> | <b>135</b> | <b>138</b> | <b>141</b> | <b>152</b> | <b>240</b> | <b>393</b> | <b>413</b> | <b>432</b> | <b>448</b> | <b>449</b> | <b>469</b> |
| <b>Total toute l'Afrique</b>    | <b>90</b> | <b>105</b> | <b>154</b> | <b>253</b> | <b>217</b> | <b>253</b> | <b>266</b> | <b>310</b> | <b>433</b> | <b>596</b> | <b>625</b> | <b>679</b> | <b>714</b> | <b>720</b> | <b>745</b> |

**Source :** Compilation de l'auteur

### 2.3. Les résultats et discussions

Le tableau 2 ci-après présente toutes les statistiques sur les portefeuilles de déciles, du premier au dixième ainsi que celle de l'étendue qui les sépare. Ce tableau comporte à sa partie A les statistiques sur les portefeuilles de déciles calculés à partir des rendements pondérés par la capitalisation boursière (VW) et à sa partie B celles obtenues à partir des rendements à pondération égale (EW).

Pour chaque caractéristique, nous avons calculé le rendement mensuel moyen de chacun de ses dix déciles ainsi que le test de Student (t-statistique) correspondant. La dernière colonne comporte maintenant les rendements mensuels moyens entre le dixième décile et le premier.

En pondération par la valeur ou par la capitalisation (VW), le premier décile de la caractéristique taille (SIZE) a gagné en moyenne 2,17% par mois contre 0,79% pour le dernier soit un écart de rendement mensuel de -1,97%. Les rendements de ce caractère sont très élevés au début et diminuent au fur et à mesure en devenant faibles aux derniers déciles. Le premier décile est le plus élevé et il est significatif au seuil de 1% ( $t = 4,05$ ), suivi du second et du troisième décile, ainsi de suite. Cette monotonie dans la baisse des rendements au fur et à mesure que la taille des portefeuilles augmente confirme l'existence de l'effet de taille sur nos données, selon lequel les firmes à petites tailles ont tendance à avoir des rendements moyens supérieurs à ceux des firmes de grande taille.

Lorsque les rendements sont en pondération égale (EW), les résultats sont similaires à ceux obtenus en (VW) pour SIZE en étant significatifs ( $t = -3,33$ ) et en évoluant en sens contraire avec les déciles. Le premier décile en EW est positif et très élevé (2,18% par mois en moyenne), et le rendement moyen diminue au fur et à mesure jusqu'à une valeur de 0,81% au dixième décile, soit un écart de -1,36% avec le premier décile. Ces résultats africains confirment ceux obtenus dans les données américaines par Banz (1981), Fama & French (1992), entre autres.

En d'autres termes, ces résultats sur l'effet taille sont similaires à ceux du papier initial de Banz (1980) qui l'a révélé, et qui est en faveur de la tendance de la performance des titres de petite taille à surpasser celle des titres à taille élevée.

Cet effet de taille révélé sur les bourses africaines est aussi similaire aux travaux de Fama & French (2015, p. 3) qui sont présentés dans leur tableau 1, il est visible que les rendements moyens baissent des titres de petites tailles aux titres de grandes tailles.

**Tableau 2 : Rendements moyens pondérés des portefeuilles de déciles des variables taille (*SIZE*) et valeur (*BTM*)**

Ce tableau comporte les rendements moyens pondérés des dix portefeuilles des variables taille et valeur ainsi que les tests de Student (t-statistiques) correspondants. Les portefeuilles sont construits en prenant les déciles comme point de rupture entre eux, après un travail de classement par ordre et de winsorisation. La dernière colonne reporte l'étendu entre le dixième décile et le premier décile et le t-statistique de chaque différence. Les variables ordonnées considérées sont : taille qui est la capitalisation boursière (*SIZE*) et valeur comptable sur la valeur de marché (*BTM*).

La partie A du tableau comporte les rendements mensuels moyens pondérés par la capitalisation boursière tandis que la partie B présente les rendements moyens à pondération égale. En dessous de chaque moyenne est présentée la statistique t associée, construite de manière robuste en utilisant l'approche de Newey & West (1987). Les données utilisées proviennent de Thomson Datastream et la période couverte va de juillet 1993 à décembre 2020 (330 mois).

|                                                             | Décile 1 | Décile 2 | Décile 3 | Décile 4 | Décile 5 | Décile 6 | Décile 7 | Décile 8 | Décile 9 | Décile 10 | Différence | (t-stat) |
|-------------------------------------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|------------|----------|
| A. Rendements pondérés par la capitalisation boursière (VW) |          |          |          |          |          |          |          |          |          |           |            |          |
| <b>SIZE</b>                                                 | 2,17     | 1,14     | 1,09     | 1,12     | 1,10     | 0,80     | 0,89     | 0,79     | 0,71     | 0,79      | -1,37      | (-3,21)  |
| <b>BTM</b>                                                  | 0,49     | 0,64     | 0,53     | 1,68     | 0,63     | 1,05     | 1,34     | 1,16     | 1,90     | 3,19      | 2,70       | (4,56)   |
| B. Rendements avec pondération égale (EW)                   |          |          |          |          |          |          |          |          |          |           |            |          |
| <b>SIZE</b>                                                 | 2,18     | 1,15     | 1,07     | 1,09     | 1,14     | 0,79     | 0,90     | 0,80     | 0,73     | 0,81      | -1,36      | (-3,33)  |
| <b>BTM</b>                                                  | -0,07    | 0,40     | 0,35     | 1,33     | 0,58     | 0,95     | 1,00     | 1,10     | 1,68     | 2,80      | 2,87       | (6,86)   |

**Source :** Compilation de l'auteur

En accord avec l'anomalie de valeur, l'effet contraire est constaté avec la caractéristique valeur (BTM) en VW dont l'écart entre le rendement moyen du premier décile et celui du dixième décile est positif (2,70%) et statistiquement significatif à 1% ( $t = 4,56$ ). Le rendement moyen mensuel est faible et non significatif pour le premier décile et devient élevé et significatif avec les déciles pour atteindre une valeur moyenne de 3,19% significative au niveau de 1% au dixième ( $t = 4,08$ ).

En EW, BTM reste aussi très élevé et significatif à 1% ( $t = 6,86$ ) en variant dans le même sens que les portefeuilles de déciles (-0,70% au premier décile contre 2,87% au dernier), d'où la présence de l'effet valeur sur les marchés boursiers africains testés.

Autrement dit, la caractéristique valeur (BTM) mesurée par le rapport entre la valeur comptable et la valeur de marché des titres est croissante du premier décile au dernier, que les rendements soient calculés en VW ou en EW, ce qui est en accord avec les révélations de Basu (1983).

## **Conclusion**

Nous avons constitué une large base de données (745 entreprises) issue de 13 bourses africaines se trouvant dans la zone Nord et dans la zone subsaharienne du continent africain pour vérifier la présence ou pas de deux anomalies boursières majeures : l'effet taille et l'effet valeur. Nous avons construit les facteurs taille et valeur en suivant la méthode de Fama & French (1993) reprise dans Fama & French (2015).

Nos résultats sont en faveur de la présence de l'effet taille et de l'effet valeur sur les bourses africaines considérés dans notre étude. Cela est en phase avec les nombreux travaux sur les nouveaux modèles de facteurs utilisés pour estimer les rendements des actifs. Ces modèles comme celui de Fama & French (2015), celui de Hou, et al., (2018) ou encore celui de Stambaugh & Yuan (2017) ont considéré au moins une anomalie parmi ces deux comme un facteur susceptible de capturer des rendements boursiers.

Notre étude se veut d'être l'une des rares travaux empiriques, voire la seule, qui s'est intéressée à la fois à plus d'une dizaine de bourses africaines pour étudier le phénomène des anomalies boursières qui réfute l'hypothèse de l'efficience des marchés. Ce qui devrait attirer l'attention des praticiens à utiliser avec prudence les modèles financiers basés sur les hypothèses de la perfection des marchés tel que le MEDAF.

## BIBLIOGRAPHIE

- Ayentimi, Mensah, & Naa-Idar. (2013). Stock Market Efficiency of Ghana Stock. *working paper*.
- Banz, R. (1980). Relationship between return and market value of common stocks . *Journal of financial economics*, 3-18 .
- Barillas, F., & Shanken, J. (2018). Comparing asset pricing models. *Journal of Finance*.
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks. *Journal of Financial Economics*, 12, 129-156.
- Cross, F. (1973). Price mouvements on fridays and mondays. *Financial analysts journal*, 67-69.
- Dimson, E. (1988). *Stock market anomalies* . Cambridge University Press.
- Fama, E., & French, K. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial economics*, 1-22.
- Fama, E., & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of finance*, 427-465.
- Fama, E., & French, K. (1993). Comment risk factors in returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*(33), 3-56.
- Gibbons, M., & Hess, P. (1981). Day of the Week Effects and Asset Return. *The Journal of business*.
- Gillet, R., & Hübner, G. (2019). *La gestion de portefeuilles: instruments, stratégies et performance*. De Boeck Supérieur, 3ème édition.
- Harvey, C., Liu, Y., & Zhu, H. (2016). ... and the Cross-Section of Expected Returns. *The Review of Financial Studies*, 5-68.
- Hou, K., Mo, H., Xue, C., & Zhang, L. (2018). q5. *Fisher College of Business, Working paper*.
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting Anomalies: An Investment Approach. *The Review of Financial Studies*, 28(3), 650-705.
- Lintner, J. (1955). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*, 41(1), 13-37.

- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Newey, W., & West, K. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 703-708.
- Novy-Marx, R., & Velikov, M. (2016). A Taxonomy of Anomalies and Their Trading Costs. *The Review of Financial Studies*, 29(1).
- Rozeff, M., & Kinney, W. (1976). Capital market seasonality: the case of stock returns. *Journal of financial economics*, 379-404.
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Sifouh, N., & Oubal, K. (2018). Irrégularités sur le marché financier marocain : cas de l'effet momentum . *Revue Marocaine de recherche en management et marketing* , 119-135.
- Soudi, N., & Ghermatha, M. (2019). L'impact de la communication financière digitale sur la liquidité des titres\_Cas des sociétés cotées en bourse au Maroc\_. *Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit*, 661 - 679.
- Stambaugh, R. F., & Yuan, Y. (2017). Mispricing Factors. *The Review of Financial Studies*, 30(4), 1270-1315.