

**BETA DU MEDAF, INDICATEURS COMPTABLES ET
FINANCIERS ET LE RENDEMENT DES ACTIONS DES
SOCIETES AGROALIMENTAIRES COTEES A LA BOURSE
DES VALEURS DE CASABLANCA: ESSAI DE
MODELISATION**

**CAMP'S BETA, ACCOUNTING AND FINANCIAL
INDICATORS AND THE RETURNS OF AGRIBUSINESS
COMPANIES' SHARES LISTED ON THE CASABLANCA
STOCK EXCHANGE: MODELING TEST**

MUSTAPHA BENGRICH

Enseignant Chercheur
FSJES Agadir
Université Ibn Zohr
Laboratoire de recherche LEREG
Agadir Maroc
m.bengrich@uiz.ac.ma

MOHAMED EL GHADOUIA

Doctorant
FSJES Agadir
Université Ibn Zohr
Laboratoire de recherche LEREG
Agadir Maroc
melghadouia@gmail.com

Digital Object Identifier : <https://doi.org/10.5281/zenodo.3683477>

Résumé

L'objet de ce papier consiste à analyser la relation linéaire et la force d'association entre le rendement des actions et ses variables présumées exogènes (Bêta, BPA, ROE, ROA, DER, PER et Liquidité Générale). L'échantillon est constitué d'observations annuelles de six sociétés du secteur agroalimentaire cotées à la bourse des valeurs de Casablanca, observées sur la période qui s'étale de 2015 jusqu'à l'an 2017. Les résultats obtenus, au moyen d'une analyse corrélacionnelle et d'une régression linéaire multiple, font ressortir l'existence des relations positives entre le rendement et ses variables explicatives. Nous concluons que seulement les variables PER et BPA sont statistiquement significatives pour expliquer la variation longitudinale du rendement d'une action cotée sur le marché boursier marocain. Tandis que toutes les variables exogènes sont conjointement significatives pour l'expliquer avec un r-square très important.

Mots-clés : Rendement, Bêta, ROA, ROE, Ratio d'endettement, Liquidité générale, Ratio cours/bénéfice, Bénéfice par action.

Abstract

The purpose of this paper is to analyze the linear relationship and the association's power between the stock return and its presumed exogenous variables (Bêta, BPA, ROE, ROA, DER, PER and General liquidity). The sample consists of annual observations of six agribusiness companies' shares listed on the Casablanca Stock Exchange, observed over the period from 2015 to 2017. The results obtained, by means of a correlational analysis and multiple linear regression, highlight the existence of positive and average correlation between stock return and its explanatory variables. As a result also, only the variables PER and BPA are statistically significant to explain the return longitudinal variation in the Moroccan stock market. While all the exogenous variables are jointly significant to explain it with a very important r-square.

Keywords: Return, Beta, ROA, ROE, DER, General liquidity, PER, Earning per share.

INTRODUCTION

Sur la base des travaux de Markowitz (1952), Ross (1976), Lintner (1965) et Mossin (1966) ont développé le Modèle d'Equilibre des Actifs Financiers (MEDAF). Ce modèle a abouti, sous certaines hypothèses, à la relation d'équilibre entre la rentabilité espérée d'un actif financier quelconque et son risque. Encore une dizaine d'années plus tard, à la fin des années 70, Ross (1976) développa un modèle multifactoriel alternatif au MEDAF nommé modèle d'évaluation par arbitrage (MEA) ou Arbitrage Pricing Theory (APT). Ainsi, le modèle de Markowitz, le MEDAF et l'APT constituent le noyau dur de la théorie classique du portefeuille¹. Toutefois, Faris (2008) a indiqué que depuis long temps, les marchés financiers sont devenus de plus en plus volatils. Ainsi, plusieurs entreprises ont connu des pertes financières importantes ou des faillites spectaculaires à cause d'une mauvaise maîtrise des risques. Il a précisé également que parmi les risques auxquels les entreprises sont confrontées, on trouve le risque sur action ou d'un portefeuille d'actions.

Le MEDAF a fait l'objet de nombreuses recherches et essais. Pourtant, les chercheurs n'ont obtenu que des résultats mitigés de Shiller (2005), Lintner (1965), Fama (1973), Ross (1976) et Stattman (1980).

Par ailleurs, des efforts importants ont été déployés pour identifier les autres facteurs qui capturent le risque. Ces facteurs ont été identifiés à la fois sur la base des études empiriques et des théories existantes.

Il est à signaler que les sociétés cotées au marché financier sont obligées de publier leurs états de synthèses annuels qui peuvent fournir de bonnes informations pour les investisseurs intéressés par l'investissement de fonds. Les investisseurs peuvent savoir si l'entreprise a enregistré un résultat net au cours de la période précédente en consultant ses états financiers. Selon Saragih (2018), ces états financiers sont le résultat d'un processus comptable conçu pour répondre aux besoins d'informations en matière de prise de décision, de flux de trésorerie et d'autres informations liées aux décisions d'investissement. En général, parmi les ratios qui concrétisent ces informations comptables et financières on peut citer la rentabilité (ROA), la rentabilité des capitaux propres (ROE) et le ratio d'indépendance financière.

¹ Grâce aux travaux de Sharpe et de Fama, dans les années soixante, la littérature relative à la gestion des portefeuilles a connu des extraordinaires développements qui ont donné naissance à de nombreux concepts théoriques à savoir l'optimisation de portefeuille, le coefficient bêta, the Dividend Discount Model, les stratégies de gestion de portefeuille etc. (Broquet, Cobbaut, Gillet & Van Den Berg, 2009).

Le présent article présentera ces indicateurs et testera la validité de leur relation linéaire avec le rendement. Pour ce faire, nous analysons d'abord, à travers une revue de littérature, les fondements théoriques du MEDAF, ses extensions, ses tests et les critiques y adressées qui font apparaître d'autres indicateurs comptables et financiers déterminants du rendement. Nous exposerons ensuite la méthodologie de recherche adoptée pour mener à bien cette étude basée sur une approche en panel. Elle couvre une période de trois ans (2015-2017). Les données utilisées sont d'une fréquence annuelle et sont relatives aux entreprises agroalimentaires cotées à la bourse des valeurs de Casablanca. Enfin, La dernière partie sera réservée à l'interprétation des résultats.

1. CADRE THEORIQUE

L'objectif de cette section est de positionner cette recherche dans le cadre théorique de la gestion de portefeuille des actifs financiers. Il s'agit de se focaliser sur une revue de littérature du modèle d'évaluation des actifs financiers ainsi que ses extensions, ses tests empiriques et les critiques y adressées qui font apparaître d'autres indicateurs déterminants du rendement en plus du bêta.

1.1. MEDAF : expression mathématique, Extensions et tests empiriques

Le modèle d'évaluation des actifs financiers a été développé par Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966) à partir des travaux de Markowitz. En effet, le modèle prédit la relation entre le risque et les rendements attendus des actifs. Il relie également le taux de rendement requis pour un titre à son risque (Bodie et al., 2013).

Bien que certaines hypothèses soient communes entre ces deux modèles, Sharpe (1964) et Lintner (1965) ont ajouté deux autres hypothèses clés au modèle de Markowitz afin d'élaborer la théorie de l'équilibre financier (Fama et al., 2004). La première hypothèse indique que tous les investisseurs ont les mêmes anticipations sur les rendements et la deuxième révèle qu'il existe des emprunts et des prêts à un taux sans risque identique pour tous les investisseurs sans contrainte quantitative.

Par conséquent, le MEDAF est considéré comme un modèle à un seul facteur, qui permet d'établir une relation entre le rendement espéré d'un actif et son risque systématique exprimé par le bêta.

En effet, la formulation de base du MEDAF est la suivante : (Sharpe, 1964) et (Fama et al., 2004):

$$E(R_{it}) = R_{ft} + \beta_i (E(R_{mt}) - R_{ft})$$

Avec :

R_{it} : la rentabilité du titre i pendant la période t ;

R_{mt} : la rentabilité du marché pendant la période t ;

R_{ft} : le taux sans risque sur la période t ;

β_i : le risque systématique du titre i , est la covariance de son rendement avec le rendement du marché divisé par la variance du rendement du marché soit :

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\text{Var}(R_m)}$$

En suivant le principe du MEDAF, un portefeuille efficient doit être composé des actifs risqués et d'actif sans risque. En plus, ce modèle explique le compromis entre les rendements des actifs et leurs risques. Chaque actif comporte deux types de risque: un risque diversifiable ou unique et un risque non diversifiable ou de marché.

Rossi (2016) a précisé que la principale attraction de ce modèle est le fait qu'il permet aux gestionnaires financiers de l'utiliser comme moyen pour compléter d'autres techniques et leur propre jugement en essayant de développer des calculs réalistes et utiles du coût des capitaux propres. Malgré que son application ne cesse de susciter des débats, les problèmes de finance d'entreprise profitent également de l'utilisation de ses techniques. Les problèmes empiriques du MEDAF peuvent refléter des échecs théoriques, résultat de nombreuses hypothèses simplificatrices. Cependant, ils peuvent également être causés par des difficultés lors de la mise en œuvre de tests valides du modèle. Malgré sa simplicité, de nombreuses critiques ont été formulées à l'encontre du MEDAF (Basu et al., 2010).

Chacune des hypothèses du MEDAF présentent un certain degré d'irréalisme et peut en conséquence être nuancée, voire modifiée (Broquet et al., 2009). Cependant, Black (1972) a supposé qu'il n'existait pas d'actif sans risque et qu'aucun emprunt ou prêt sans risque n'est autorisé. Il a ensuite montré que le rendement attendu de tout actif risqué est une fonction linéaire de son bêta (El bouhadi, 2011).

On aura en effet, la formule simple suivante :

$$E(R_{it}) = \alpha_i + \beta_i(E(R_{mt}))$$

Brenan (1970) a précisé, dans le même contexte, que tout investisseur est soumis à des taux d'impôt sur les dividendes, comme il a traité également l'effet de la politique de dividende sur la valeur de la société dans le cadre de la condition d'équilibre du marché.

Par ailleurs, Lévy (1978) a indiqué que la prise en considération du coût de transaction, du coût de l'accès à l'information ou même du coût du suivi du nouveau développement financier de tous les titres est susceptible de contredire le résultat théorique affirmant que chaque investisseur détient dans son portefeuille tous les titres disponibles sur le marché, car de nombreux investisseurs détiennent les actions d'une seule société.

De même, en présence d'inflation, la mesure habituelle du bêta peut être une sous-estimation du risque pour les actifs à faible bêta et une surestimation du risque pour les autres actifs, ce qui contribue à expliquer au moins une partie de la non-linéarité observée dans la relation entre le rendement et le risque non diversifiable (Friend et al., 1976). En effet, différentes études et tests ont été effectués au cours des années 70 dans l'objectif d'analyser la validation empirique du MEDAF. Ainsi, il existe différents modèles économétriques qui ont été utilisés en ce sens, tels que le modèle de Black (1972), le modèle de Blume et Friend (1973) et le modèle de Fama et MacBeth (1973). Ces études ont abouti à des résultats qui ont validé le modèle. Tandis que, la plupart des études empiriques ultérieures telles que Roll (2016), Basu (1977), Banz (1981), Bhandari (1988) et Fama (1992) ont rejeté l'existence de la droite de marché pour l'évaluation des titres individuels ou Security Market Line (SML) (Basu et al., 2010).

1.2. Impacts des indicateurs comptables et financiers sur le rendement d'actions

Rossi (2016) a précisé que les principales limites du MEDAF résultent d'hypothèses irréalistes. Tout d'abord, il est très difficile de trouver un titre sans risque. Un titre gouvernemental très liquide à court terme est considéré comme sans risque. Ensuite, l'hypothèse de l'égalité entre taux débiteurs et taux créditeurs, qui sont différents en pratique, est un autre inconvénient important. En pratique, ces taux diffèrent. La dernière limite est que le bêta ne reste pas stable dans le temps, car les investisseurs ne disposent pas des données supplémentaires nécessaires pour estimer la version bêta. Ils l'estiment uniquement à partir de données historiques. Cependant, la plupart des études ont montré que les bêtas historiques sont de mauvais indicateurs du risque futur des titres.

D'après une panoplie de travaux menés sur plusieurs portefeuilles d'actifs cotés à la bourse de NYSE, Fama et MacBeth (1973) ont confirmé la validité du MEDAF. Ils ont estimé le bêta en utilisant des études longitudinales sur des données mensuelles pour une longue période de 1935 à 1968. Les résultats auxquels ils ont parvenu montrent que le bêta est statistiquement significatif, mais il est faible sur plusieurs sous-périodes. Une étude similaire à celle de Fama et MacBeth menée par Tinic et West (1986) en utilisant les mêmes données de la NYSE sur la période 1935-1982. En fait, ils ont constaté que le MEDAF ne pourrait pas tenir. En sus, Roll (1977) a soulevé également de sérieux doutes quant à l'applicabilité du MEDAF.

Plusieurs études telles que Basu (1977), Banz (1981), Shiller (2005) et Rosenberg & al. (1985) ont représenté le socle pour montrer qu'une relation linéaire du MEDAF à un seul facteur ne tient pas et que la bêta seule ne peut expliquer la relation risque-rendement. A cet effet, d'autres indicateurs non liés au marché contribuent également aux relations risque-rendement des actifs.

Parmi ces facteurs, on trouve le PER (Price Earning Ratio)². Basu (1977) a constaté que lorsque les titres sont triés selon les ratios PER, Ceux dont le ratio PER est élevé, ils auront des rendements futurs supérieurs à ceux prévus par le MEDAF.

En outre, la rentabilité économique (ROA)³, plus ce ratio est élevé pour l'entreprise, plus les bénéfices générés par la société sont élevés, de sorte que les investisseurs achèteront plus d'actions de la société. Egalement, la rentabilité des capitaux propres (ROE)⁴ est un ratio qui indique le pourcentage du revenu net qui est réalisé lorsqu'il est mesuré à partir du capital du propriétaire. En effet, plus les bénéfices générés par la société sont élevés, plus le rendement sera généré par la société. Ainsi, les investisseurs achèteront donc davantage d'actions de la société (Sofyan, 2001) cité dans (Saragih, 2018).

Selon Darsono et Ashari (2005) ont déclaré que le ratio d'endettement (DER)⁵ est un ratio qui indique le pourcentage de la fourniture de fonds par les actionnaires aux prêteurs. Plus ce ratio est élevé, plus le financement fourni par les actionnaires est bas. En sus, il est connu que plus le ratio est bas, plus la capacité de l'entreprise à payer des dettes à long terme est grande. Le rendement des actions est le résultat d'un investissement (Riyadi, 2017).

²C'est un indicateur boursier correspondant au rapport entre le cours d'une action et son bénéfice (Shiller, 2005).

³ Return on asset

⁴ Return on equity

⁵ Debt to equity ratio

D'autres études ont soulevées que les rendements des actions sont positivement corrélés à leurs BPA⁶. C'est un indicateur financier qui est calculé en rapportant le résultat net au nombre d'actions. D'ailleurs, contrairement à des travaux théoriques et empiriques qui ont décelé une relation négative, les études de Zhu (2003), Wang et al. (2013) et Boumssaoudi (2017) qui ont affirmé une relation positive entre le BPA et le cours boursier. Une autre variable financière influence aussi le rendement boursier. C'est la liquidité générale. Elle est définie comme sa capacité à rembourser ses dettes à court terme. Elle est corrélée positivement avec le rendement boursier (Florou et Chavelas, 2010). Par ailleurs, Amihud et Mendelson (1986) et Vayanos (1998) ont fourni une motivation théorique établissant la relation entre la liquidité et le rendement des actions. Ils ont montré que les actifs non liquides étaient associés à des primes de rendement plus élevées afin de compenser les coûts élevés liés à l'illiquidité de l'investisseur.

De ce qui précède, il est possible de présumer que chaque indicateur parmi ceux susmentionnés peut influencer, à son tour, et à un niveau donné de signification statistique le rendement d'une action. À cet égard, nous allons tester dans cette étude l'existence d'une relation linéaire entre le rendement d'une action, Bêta, PER, DER, BPA, Liquidité Générale, ROE et ROA. Il s'agira de se prononcer sur les déterminants qui expliquent ou prédisent mieux le rendement d'un titre.

2. CADRE MÉTHODOLOGIQUE

Ce développement, consacré à la méthodologie déployée, présentera successivement l'échantillon ainsi que les données de l'étude, les variables observées dans le cadre de cette recherche et leurs mesures, et enfin les analyses et tests statistiques effectués.

2.1. L'échantillon et les données de l'étude

L'échantillon de base comprend sept actions des sociétés du secteur agroalimentaire cotées à la bourse des valeurs de Casablanca. Après l'ajustement de cet échantillon, suite à la pérennité et la continuité de cotation des sociétés sur la période de notre analyse, six actions ont été effectivement retenues. Les données ont été collectées, sur une période d'étude qui s'étale sur cinq années (2015-2017). De plus, ces données se composent d'un certain nombre de séries de rentabilité mensuelles et annuelles des actions choisies qui sont cotées sur les différents marchés de la bourse de Casablanca. D'ailleurs, contrairement aux sources primaires qui sont

⁶ Bénéfice par action

des informations de première main, les sources secondaires proviennent de documents publiés. Enfin, et dans le but d'enrichir la revue de littérature et l'étude empirique, les informations fournies dans cette présente recherche sont recueillies auprès de sources secondaires qui sont le site de la bourse et celui de l'autorité marocain du marché des capitaux.

2.2. Définition et mesures des variables

Toutes les variables ont été mesurées à partir des données quantitatives disponibles sur le site de la bourse de Casablanca. Aussi, pour simplifier l'analyse, nous avons tenté de mesurer la variable dépendante (rendement) et les variables indépendantes (Bêta, PER, DER, BPA, Liquidité Générale, ROE et ROA).

2.2.1. Mesure de la variable endogène

La rentabilité des actions dans cette étude est calculée en utilisant la formule suivante Broquet & al.(11):

$$R_{i,t} = \frac{C_t - C_0 + D_t}{C_0}$$

Avec ;

R_{it} : la rentabilité entre les dates 0 et t ;

C_t : le cours à l'instant t ;

C₀ : le cours à l'instant 0 ;

D_t : le dividende payé entre les dates 0 et t.

2.2.2. Mesure des variables exogènes

Le tableau ci-dessous présente les variables explicatives et leurs mesures.

Tableau N°1 : Mesures des variables explicatives

Variabiles	Mesures	Références
Bêta (le risque systématique)	la covariance du rendement d'un titre avec le rendement du marché divisé par la variance du rendement du marché.	Sharpe (1964) et Fama & French (2004)
ROE	Résultat net/ capitaux propres	Berland et Simon (2010)
ROA	Résultat net/Actif total	Molho et Fernandez-Poisson (2009)
Price Earnings Ratio (PER)	Rapport du cours de clôture d'un titre à la fin de l'année t et le bénéfice par titre réalisé à l'année t. ⁷	Shiller (2005)
Debt to Equity ratio (DER)	Dettes à long terme/Capitaux propres	Darsono et Ashari (2005)
Liquidité générale	Actif circulant/Passif circulant	Florou et Chavelas (2010), Amihud et Mendelson (1986)
Bénéfice par action (BPA)	Résultat net/nombre d'actions	Zhu (2003), Wang et al. (2013)

Source : Elaboré par les auteurs

2.3. Méthode d'analyse et Tests statistiques et économétriques

Cette recherche adopte une méthode longitudinale quantitative. Dans un premier temps, le traitement des données est effectué à l'aide du logiciel Excel pour trier et traiter les données et aussi par l'utilisation du logiciel Eviews 8. Ensuite, nous avons eu recours à des tests statistiques univariés, bivariés et multivariés. Ainsi, les méthodes statistiques univariées sont liées à une seule variable et regroupent des tests paramétriques et non paramétriques (Glele et al., 2016). En effet, cette méthode comprend une analyse descriptive des variables avec la présentation de quelques indicateurs de tendance centrale. Ensuite, les tests bivariés sont relatifs au test de corrélation qui a été mis en évidence pour vérifier les rôles présumés des variables exogènes sur la variable rendement et pour faire ressortir le sens et la force de la relation. Pour donner plus de signification à l'analyse, le test de Hausman vise à spécifier le modèle approprié qui devra faciliter par la suite la détermination du niveau de contribution significative des facteurs de risques dans l'explication du rendement.

Enfin, on effectuera une analyse de régression linéaire multiple car il s'agit d'étudier la relation entre les variables. Comme variable dépendante, il y a le rendement et comme variables indépendantes, il y a Bêta, PER, DER, BPA, Liquidité Générale, ROE et ROA. Cette analyse multivariée cherche d'une part à quantifier l'association entre la variable

⁷Pour les sociétés dont le bénéfice par action est négatif ou nul, ce ratio a été fixé à zéro car il est non significatif.

rendement et ses variables explicatives. D'autre part, elle introduit dans l'analyse uniquement les variables qui ont une contribution statistiquement significative dans l'explication du phénomène étudié « rendement ».

3. RESULTATS ET DISCUSSIONS

Cette section traite d'abord les statistiques descriptives. Ensuite, nous présentons les différents tests des données collectées dans lesquels nous vérifions l'existence ou non de la relation entre le rendement et les indicateurs comptables et financiers choisis. Enfin, une analyse explicative pour quantifier l'association entre la variable rendement et ses variables explicatives.

3.1. Les résultats de l'étude statistique descriptive

Le tableau n°2 fournit des statistiques descriptives basées sur 18 observations annuelles de toutes les variables utilisées dans cette analyse.

Tableau N°2 : Statistiques descriptives

	RETURN	ROE	BETA	ROA	PER	LIQU_GENER	DER	BPA
Mean	0.012396	0.144578	0.367500	0.084677	18.43604	2.724378	0.067096	-18.42365
Median	0.008159	0.117773	0.430500	0.055198	0.781250	1.904519	0.000000	-0.782439
Maximum	0.067757	0.272771	3.147000	0.220388	278.2500	6.592780	0.224210	0.053251
Minimum	-0.040006	0.050214	-2.173000	0.024538	0.000000	0.467232	0.000000	-278.2621
Std. Dev.	0.026805	0.076575	1.072126	0.069828	65.04611	2.065377	0.097804	65.05269
Skewness	0.230811	0.462435	0.206093	1.022700	3.840314	0.644761	0.763164	-3.840224
Kurtosis	2.780530	1.821789	4.938635	2.383112	15.85877	2.008914	1.651736	15.85833
Jarque-Bera	0.195947	1.682675	2.946152	3.423160	168.2551	1.983840	3.110617	168.2445
Probability	0.906673	0.431133	0.229219	0.180580	0.000000	0.370864	0.211124	0.000000
Observations	18	18	18	18	18	18	18	18

Source : Elaboré par les auteurs.

Parmi les dix huit observations, trois actions, soit 27.77% affichent des rendements positifs et parfois négatifs sur la période de l'étude. Tandis que, 72.23% montrent des rendements positifs. D'après les données collectées, il semble que presque 50% des actions réalisent des rendements supérieurs à la moyenne qui est de (1.239%).

Ensuite, on constate que l'action de la société Centrale Danone présente un risque systématique important supérieur à l'unité ($\beta_i > 1$). Elle a donc une sensibilité importante par

rapport au rendement du marché.⁸ Alors que, les bêtas des actions des sociétés Cartier Saada, Dari Couspate et Unimer ont des valeurs négatives. Ces titres évoluent dans le sens opposé de celui du marché. Par conséquent, toutes les autres actions ayant des risques systématiques inférieurs à l'unité ($\beta_i < 1$), elles suivent la tendance de leur marché et amortissent les variations. Ces titres sont des titres défensifs.

Concernant le price earnings ratio, on observe qu'il a comme valeur minimum de 0.00 et comme valeur maximum de 278.25⁹. Ce qui signifie que les investisseurs en actions de la société Lesieur Cristal sont prêts à déboursier 0.00 dhs pour chaque dirham de bénéfice généré par la société. En sus, les sociétés Unimer et Lesieur Cristal ont des PER supérieurs à leur PER sectoriel moyen. Cela signifie que les actions de ces sociétés sont surévaluées. D'où, l'apparition du risque de baisse du cours est probable. Par contre, les sociétés Centrale Danone, Cosumar, Dari Couspate et Cartier Saada ont des PER inférieurs à leurs PER sectoriels moyens. Cette situation signifie que les actions de ces sociétés sont sous-évaluées, ce qui les rend intéressant à l'achat.

Ce tableau fait apparaitre également les variations des « returns on equity » ou les rentabilités des capitaux propres. C'est un ratio qui mesure la richesse créée par l'entreprise par le biais de ses capitaux propres et son habilité à générer des profits sur ses investissement. Elles ont comme moyenne 14.45%. Pour les entreprises Cosumar et Dari Couspate ont des rentabilités financières importantes supérieures à la moyenne qui sont respectivement de 24.80% et 27.27%. Tandis que les autres sociétés ont des ROE faibles.

Le tableau montre également les « returns on assets » ou les rentabilités de l'actif, qui mesure l'efficience globale de la société dans l'utilisation du capital investi. Pour les entreprises Cosumar et Dari Couspate ont des rentabilités économiques importantes supérieures à la moyenne qui sont respectivement de 22.03% et 18.76%. Tandis que les autres sociétés ont des ROE moyennes et faibles.

Concernant la liquidité générale, on voit que toutes les sociétés ont des ratios supérieurs à l'unité, ce qui signifie qu'elles sont capables d'honorer ses engagement à court terme, sauf la Centrale Danone qui a un ratio moyen sur la période d'étude qui est de $R = 0.58$, ce qui veut dire qu'elle n'est capable de faire face qu'à 58% de ses engagements à court terme.

⁸On remarque à titre d'exemple que quand le rendement du marché varie en haut ou en bas de 1%, la rentabilité de l'action de la société Centrale Danone augmente ou diminue de 3.14%.

⁹ Cela signifie que les investisseurs en actions de la société Unimer sont prêts à déboursier 278.25 dhs pour chaque dirham de bénéfice généré par la société.

En ce qui concerne le « Debt to equity ratio » ou le ratio d'endettement. Il concerne la relation entre les engagements à long terme de l'entreprise et son capital propre. Il faut que cette relation soit en équilibre, autrement dit, les fonds propres doivent significativement être gros que les obligations à long terme. Dans notre étude, on voit que la majorité des sociétés ont des taux très faibles ou nuls, alors que la société Unimer et Centrale Danone ont des taux respectivement de 21.64% et 18.39%.

3.2. Résultats de l'étude économétrique

Nous avons procédé à l'analyse économétrique de la relation entre le rendement et ses facteurs explicatifs. Les résultats des tests ci-dessous ont été obtenus en appliquant le logiciel Eviews 8 sur les variables mesurées sur la période de l'étude pour chaque action.

3.2.1. Test de corrélation entre le rendement et les variables exogènes

D'après le tableau n°3, il existe des relations positives moyennes ($r = 0.24$), ($r = 0.48$) et ($r = 0.41$) entre le rendement et respectivement le BPA, ROA et ROE. Cela suggère que plus le bénéfice par action, la rentabilité économique et celle financière d'une action sont élevés, plus l'action réalise un rendement important. On observe également un lien positif et faible ($r = 0.06$) entre le rendement et la liquidité générale.

Tableau N° 3 : Matrice de corrélation entre le rendement et les indicateurs comptables et financiers

	RETURN	ROE	BETA	ROA	PER	LIQU_ GENER	DER	BPA
RETURN	1.000000	0.415391	-0.414941	0.486516	-0.245418	0.067717	-0.223186	0.245805
ROE	0.415391	1.000000	-0.119861	0.920248	-0.309164	-0.484842	-0.701911	0.309303
BETA	-0.414941	-0.119861	1.000000	-0.217983	-0.025496	-0.553857	-0.305580	0.025323
ROA	0.486516	0.920248	-0.217983	1.000000	-0.195863	-0.294084	-0.488199	0.196043
PER	-0.245418	-0.309164	-0.025496	-0.195863	1.000000	0.130272	0.433402	-1.000000
LIQU_ GENER	0.067717	-0.484842	-0.553857	-0.294084	0.130272	1.000000	0.880691	-0.130231
DER	-0.223186	-0.701911	-0.305580	-0.488199	0.433402	0.880691	1.000000	-0.433450
BPA	0.245805	0.309303	0.025323	0.196043	-1.000000	-0.130231	-0.433450	1.000000

Source : Elaboré par les auteurs

De même, il existe des relations négatives et moyennes entre le rendement et bêta, PER et DER qui se situent entre ($r = -0.22$) et ($r = -0.41$).

3.2.2. Test d'homogénéité

Dans le tableau n°4, et selon la méthode Levene, on voit que le test d'homogénéité des variances est significatif ($prob < 0.05$). Nous devons donc rejeter l'hypothèse nulle selon

laquelle les variances sont significativement égales. Ainsi, la prémisse d'égalité des variances est non respectée et il y a une hétérogénéité totale.

Tableau N°4 : Test d'homogénéité

Test for Equality of Variances Between Series				
Included observations: 18				
Method	df	Value	Probability	
Bartlett	7	994.2758	0.0000	
Levene	(7, 136)	3.726607	0.0010	
Category Statistics				
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
RI	18	0.026805	0.020862	0.020862
ROE	18	0.076575	0.065289	0.060737
SI01	18	1.072126	0.737611	0.737611
ROA	18	0.069828	0.057946	0.048738
PER	18	65.04611	28.86822	18.43604
LIQU_GENER	18	2.065377	1.746690	1.682782
DER	18	0.097804	0.088739	0.067096
BPA	18	65.05269	28.87094	18.44719
All	144	33.06055	7.557036	4.937633

Source : Elaboré par les auteurs

3.2.3. Test Hausman

Pour mesurer le niveau d'explication du rendement par les facteurs de risque, on doit modéliser les données de panel et faire une analyse économétrique. Pour cette raison, on a fait référence au test Hausman qui va nous aider à choisir la spécification adéquate en modèle à effets aléatoires et modèle à effets fixes.

Tableau N°5: Hausman Test

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Test cross-section random effects				
Test Summary		Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random		14.592664	7	0.0416
Cross-section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
ROA	0.000000	-0.000000	0.000000	0.2947
ROE	-0.000000	0.000000	0.000000	0.3085
PER	1.000000	1.000000	0.000000	0.0002
DER	-0.000000	0.000000	0.000000	0.5122
BPA	1.000000	1.000000	0.000000	0.0002
BETA	-0.000000	0.000000	0.000000	0.7484
LIQU_GENER	0.000000	-0.000000	0.000000	0.5644

Source : Elaboré par les auteurs

On voit que la probabilité de ce test est inférieure à $p=0.04 < 5\%$, on rejette donc l'hypothèse nulle qui stipule que le modèle à effets aléatoires est privilégié et approprié. Ainsi, on opte pour le modèle à effet fixe.

3.3. Analyse de la régression multiple et validation du modèle

Avant l'estimation du modèle de régression, il convient d'abord de vérifier quelques prémisses.

Tableau N°6: Fixed-effects model

Dependent Variable: RETURN				
Method: Panel Least Squares				
Total panel (balanced) observations: 18				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.26E-10	2.87E-10	0.438656	0.6792
ROA	6.39E-10	1.04E-09	0.612284	0.5671
ROE	-1.04E-09	1.44E-09	-0.720690	0.5034
PER	1.000000	8.71E-10	1.15E+09	0.0000
DER	-1.07E-09	2.42E-09	-0.443462	0.6760
BPA	1.000000	8.71E-10	1.15E+09	0.0000
BETA	-5.04E-12	3.07E-11	-0.164128	0.8761
LIQU_GENER	2.44E-11	7.33E-11	0.332547	0.7530
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	1.000000	Mean dependent var		0.012396
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var		0.026805
F-statistic	2.61E+17	Durbin-Watson stat		2.764512
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : Elaboré par les auteurs

La lecture du tableau n°6 fait apparaître des relations significatives et non significatives entre le rendement et les variables explicatives. A cet égard, les variables indépendantes (PER et BPA) sont individuellement significatives pour expliquer la variable dépendante sauf ROA, ROE, DER, BETA et LIQU_GENER ayant des probabilités de t-statistic de Student supérieures à 5%. En plus, puisque la prob=0.0000 < 5% pour F-statistic (F=2.61E+17), les variables indépendantes sont conjointement significatives pour expliquer la variable dépendante. Toutefois, on constate que 100 % du rendement d'une action est expliquée par ces variables exogènes choisis ($R^2= 1.00$). Donc, le modèle est fortement adéquat aux données observées. D'où, la régression est de forte qualité. Nous constatons donc que la variabilité expliquée par les variables BPA et PER est plus importante que celle expliquée par les autres variables explicatives non significatives.

3.3.1. Test de multicollinéarité entre les variables explicatives

L'absence de multicollinéarité entre les variables explicatives est une condition fondamentale pour mener à bien une régression linéaire. Pour faire ce test, nous avons calculé les coefficients de corrélations entre ces variables, ainsi que les VIF «Variance Inflation Factor ».

Le tableau n°7 montre que la plupart des coefficients de corrélations sont supérieurs à 0,9 qui correspond à la limite à partir de laquelle on commence généralement à avoir des problèmes sérieux de multicollinéarité.

Tableau N° 7: Matrice de Corrélation entre les variables indépendantes

	ROA	ROE	BETA	PER	LIQU_GENER	DER	BPA
ROA		0.004647	-0.015413	-0.840195	-0.040057	-0.003149	0.841055
ROE	0.004647		-0.009294	-1.454359	-0.072421	-0.004965	1.455164
BETA	-0.015413	-0.009294		-1.679276	-1.158295	-0.030263	1.668014
PER	-0.840195	-1.454359	-1.679276		16.52902	2.604040	-3996.345
LIQU_GENER	-0.040057	-0.072421	-1.158295	16.52902		0.168019	-16.52548
DER	-0.003149	-0.004965	-0.030263	2.604040	0.168019		-2.604592
BPA	0.841055	1.455164	1.668014	-3996.345	-16.52548	-2.604592	

Source: Elaboré par les auteurs

De plus, d'après le tableau n°8, nous pouvons remarquer que toutes les variables explicatives ont une valeur du VIF « Variance Inflation Factor » qui est supérieure à dix sauf le bêta, limite suggérée par Gujarati (1995) et Kennedy (1998). Ces résultats nous permettent de conclure que nous avons un problème sérieux de multicollinéarité entre les variables exogènes. Ce problème va augmenter les variances de ces variables, ce qui rend la relation de régression linéaire insoluble. Dans ce cas, il convient de ne choisir qu'une seule variable parmi celles qui sont fortement corrélées entre elles (Bourmont, 2012).

Tableau N° 8: Gujarati and Kennedy test

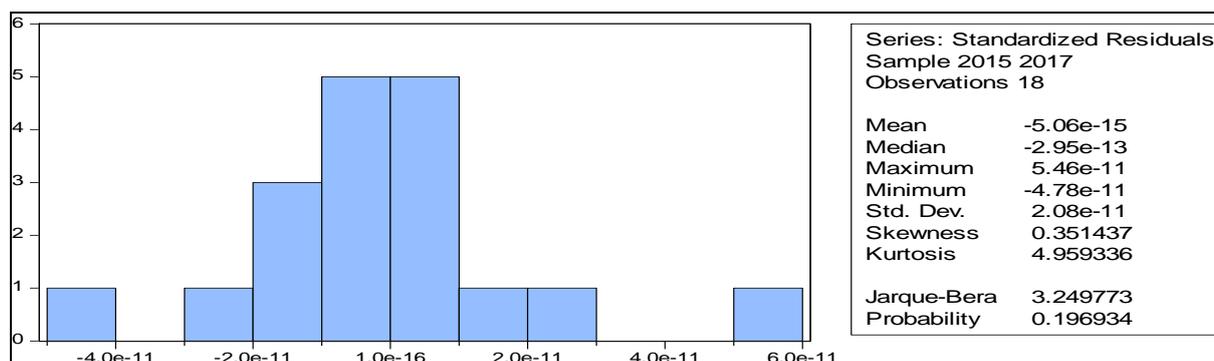
Variance Inflation Factors				
Sample: 1 18				
Included observations: 18				
Variable	Coefficient	Uncentered	Centered	
	Variance	VIF	VIF	
ROA	1.03E-19	29.81597	11.66041	
ROE	1.32E-19	85.47795	17.90306	
PER	1.25E-19	13282356	12241145	
DER	1.09E-19	36.14941	24.12675	
BPA	1.25E-19	13285426	12245460	
BETA	8.90E-23	2.670423	2.374960	
LIQU_GENER	1.71E-22	48.16975	16.94747	
C	1.63E-21	40.07278	NA	

Source: Elaboré par les auteurs

3.3.2. La distribution des résidus

On voit sur la figure n°1 que Jarque-Bera statistic = 3.249 avec une probabilité de $p=0.19 > 05\%$. On accepte donc l'hypothèse nulle selon laquelle les résidus suivent une loi normale ce qui est favorable pour cette régression.

Figure N° 1: Residuals' normality test



Source: Elaboré par les auteurs

3.3.3. L'auto-corrélation des résidus

Sur le tableau n°9, on voit que la $prob=0.0000 < 0.05$, donc on opte pour l'hypothèse alternative et on rejette l'hypothèse nulle selon laquelle les résidus sont non auto-corrélés. En effet, les résidus ont un problème d'auto-corrélation, ce qui est non désirable.

Tableau N° 9: Breusch-Godfrey test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	7.27E+10	Prob. F(2,8)		0.0000
Obs*R-squared	18.00000	Prob. Chi-Square(2)		0.0001
Dependent Variable: RESID				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ROA	4.13E-10	4.59E-15	89940.09	0.0000
ROE	-3.92E-10	4.39E-15	-89415.23	0.0000
PER	-1.12E-09	5.19E-15	-215095.4	0.0000
DER	-5.01E-10	3.02E-15	-166017.9	0.0000
BPA	-1.12E-09	5.19E-15	-215114.4	0.0000
BETA	-4.44E-12	8.57E-17	-51817.66	0.0000
LIQU_GENER	1.73E-11	1.12E-16	155017.4	0.0000
C	2.21E-11	4.08E-16	54207.10	0.0000
RESID(-1)	-8.74E-07	5.62E-06	-0.155485	0.8803
RESID(-2)	1.05E-06	4.80E-06	0.218086	0.8328
R-squared	1.000000	Mean dependent var		-3.29E-15
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var		2.08E-11
S.E. of regression	2.24E-16	Sum squared resid		4.03E-31
F-statistic	1.62E+10	Durbin-Watson stat		2.560997
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source: Elaboré par les auteurs

3.3.4. Homoscédasticité des variances des résidus

On utilise le test de Breusch-Pagan-Godfrey, on obtient une prob=0.0006 inférieure à 5%. En effet, le test est significatif, on rejette l'hypothèse nulle selon laquelle les variances des résidus sont homoscédastiques. Ainsi, les variances des résidus ne sont pas homoscédastiques, ce qui est non désirable.

Tableau N° 10: Heteroskedasticity test

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey				
F-statistic	8.643653	Prob. F(7,10)	0.0015	
Obs*R-squared	15.44701	Prob. Chi-Square(7)	0.0307	
Scaled explained SS	9.436233	Prob. Chi-Square(7)	0.2228	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Sample: 1 18				
Included observations: 18				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.64E-22	6.10E-22	1.087042	0.3025
ROA	2.22E-20	4.85E-21	4.573729	0.0010
ROE	-1.11E-20	5.48E-21	-2.016639	0.0714
PER	-7.90E-21	5.34E-21	-1.480107	0.1696
DER	6.39E-21	4.98E-21	1.282874	0.2285
BPA	-7.89E-21	5.34E-21	-1.479130	0.1699
BETA	1.25E-22	1.43E-22	0.875871	0.4016
LIQU_GENER	-3.04E-22	1.98E-22	-1.538639	0.1549
R-squared	0.858167	Mean dependent var	4.07E-22	
Adjusted R-squared	0.758884	S.D. dependent var	8.33E-22	
S.E. of regression	4.09E-22	Sum squared resid	1.67E-42	
F-statistic	8.643653	Durbin-Watson stat	1.389416	
Prob(F-statistic)	0.001476			

Source: Elaboré par les auteurs

CONCLUSION

L'objectif de ce travail de recherche consiste à analyser la relation linéaire statistiquement significative et force d'association entre le rendement et ses variables déterminants. On s'est efforcé également de vérifier les niveaux de signification de chaque variable exogène.

Dans un premier temps, nous avons mesuré les variables dépendantes et indépendantes de six actions des sociétés cotées en utilisant les données collectées auprès de la Bourse des valeurs de Casablanca et l'AMMC¹⁰. Ensuite, on a fait une analyse descriptive pour mettre l'accent sur quelques indicateurs de tendance centrale, une analyse corrélacionnelle en vue de déterminer les sens et les niveaux de liens entre la variable dépendante et les variables indépendantes et une analyse relationnelle pour l'objectif de montrer la force d'association entre la variable endogène et les variables exogènes et de déterminer également les niveaux de participation de ces variables à la détermination du rendement. En effet, les résultats dégagés indiquent tout d'abord l'existence d'une seule action agressive qui celle de Centrale Danone. Cet actif financier a une rentabilité qui évolue plus que l'évolution de la rentabilité du marché. Ensuite, nous avons précisé que d'autres actions varient inversement à la variation du marché à savoir Dari Couspat. Enfin, les autres titres restant dans l'échantillon sont défensifs qui ne font que suivre la tendance de la rentabilité de leur portefeuille de référence (MASI).

Dans un deuxième temps, nous avons soulevé qu'il existe des relations positives et moyennes entre le rendement et BPA, ROA et ROE qui sont successivement de ($r = 0.24$), ($r = 0.48$) et ($r = 0.41$). Cela suggère que plus BPA, ROA ou ROE est élevé, plus l'action réalise un rendement important. De même, il existe des relations négatives et moyennes entre le rendement et les autres variables qui se situent entre ($r = -0.22$) et ($r = -0.41$).

Enfin, les résultats empiriques dégagés de la régression multiple nous permettent de se prononcer sur le niveau de la relation entre les variables explicatives et la variable à expliquer. En effet, les variables indépendantes (PER et BPA) sont individuellement significatives pour expliquer la variable dépendante sauf les autres variables ayant des probabilités de t-statistic de Student supérieures à 5%. Toutefois, on constate que 100 % du rendement d'une action qui est expliquée par ces variables exogènes choisis ($R^2 = 1.00$). Ainsi, la régression est de bonne qualité.

¹⁰ L'autorité marocaine du marché des capitaux.

Les résultats empiriques font apparaître également les rentabilités des capitaux propres. Pour les entreprises Cosumar et Dari Couspate ont des rentabilités financières importantes supérieures à la moyenne qui sont respectivement de 24.80% et 27.27%. Tandis que les autres sociétés ont des ROE faibles. Ces entreprises sont également efficaces dans l'utilisation de leurs capitaux employés. Elles ont des rentabilités économiques importantes supérieures à la moyenne qui sont respectivement de 22.03% et 18.76%. Tandis que les autres sociétés ont des ROE moyennes et faibles. Concernant la liquidité générale, toutes les sociétés de notre échantillon sont capables d'honorer ses engagements à court terme ($Liqu_Gen > 1$), sauf la Centrale Danone qui n'est capable de faire face qu'à 58% de ses engagements à court terme. Pour le « Debt to equity ratio », on voit que la majorité des sociétés ont des taux très faibles ou nuls, alors que la société Unimer et Centrale Danone ont des taux respectivement de 21.64% et 18.39%.

En effet, nos résultats corroborent ceux obtenus par plusieurs chercheurs à travers différentes études menées sur différents échantillons dans le contexte des marchés financiers, à savoir l'étude de Sofyan (2001) qui a précisé que la rentabilité économique (ROA) et la rentabilité des capitaux propres (ROE) sont des ratios qui influencent le rendement d'une action. En effet, plus les bénéfices générés par la société sont élevés, plus le rendement sera généré par la société. Ainsi, les investisseurs achèteront donc davantage d'actions de la société. En plus, Darsono et Ashari (2005) qui ont déclaré que plus le ratio d'endettement (DER) est bas, plus la capacité de l'entreprise à payer des dettes à long terme est grande. Ainsi, le rendement des actions est le résultat d'un investissement.

Nos résultats confirment également ceux de Zhu (2003), Wang et al. (2013) et Boumssaoudi (2017) qui ont soulevés que les rendements des actions sont positivement corrélés à leurs BPA. Et ceux de (Florou et Chavelas, 2010). Par ailleurs, Amihud et Mendelson (1986) et Vayanos (1998) qui ont fourni une motivation théorique établissant la relation entre la liquidité et le rendement des actions.

Par contre, les résultats obtenus ne sont pas en adéquation également avec ceux de plusieurs auteurs tels que Novak et Petr (32) qui ont précisé que le Bêta et la taille ne sont pas statistiquement significatifs pour expliquer le rendement d'une action. En plus, l'étude de Mohanty (31) qui a indiqué que la taille et le Price Earnings Ratio sont fortement corrélés avec le rendement et que seulement la taille est statistiquement significative pour expliquer le rendement. Ils sont aussi en contradiction avec le travail de Basu (3) qui a constaté que

lorsque les titres sont triés selon les ratios PER, ceux dont le ratio P/E est élevé, ils auront des rendements futurs supérieurs à ceux prévus par le MEDAF.

Cependant, nous signalons, en outre, que nos résultats présentent des limites dans la mesure où la taille de l'échantillon est insuffisante. Il est composé uniquement des sociétés actives sur le secteur agroalimentaire suite à leur pérennité et à leur continuité de cotation sur la période de l'étude. Enfin, notre recherche suggère une poursuite des travaux qui pourraient s'orienter sur l'examen des effets des autres indicateurs financiers et boursiers tels que Momentum, Book to market ratio, size et dividend yield sur la rentabilité des actions.

BIBLIOGRAPHIE

Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Liquidity and stock returns. *Financial Analysts Journal*, 42(3), 43-48.

Banz, R. (1981). The Relationship Between Return and Market Values of Common Stock, *Journal of Financial Economics*, (09), 3-18.

Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, *Journal of Finance*, 32(03), 663-682.

Basu, D. et Chawla, D. (2010). An Empirical Test of CAPM-The Case of Indian Stock Market. *Global Business Review*, 209-220.

Berland, N. et Simon, F. (2010). *Le contrôle de gestion en mouvement : état de l'art et meilleures pratiques*. Edition Eyrolles, Bruxelles.

Bhandari, L-C. (1988). Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence, *Journal of Finance*, 43(02), 507-528.

Black, F-S. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *Journal of Business*, 45, 444-454.

Blume, M-E. & Friend, I. (1973). A New Look at the Capital Asset Pricing Model, *Journal of Finance*, 28(01), 19-33.

Bodie, Z. et Kane, A. et Marcus A-J. (2013). *Essentials of Investment*. Edition McGraw-Hill.

Brenan, J. (1970). Taxes, market valuation and corporate financial policy. *National Tax Journal*, 23(04), 417-427.

Boumessaoudi N., (2017). L'impact des informations financières sur le cours boursier : étude empirique sur la Bourse de valeur de Casablanca », *Revue d'Etude en Management et Finance d'Organisation*, (5), 1-15

Bourmont, M., (2012). La résolution d'un problème de multicolinéarité au sein des études portant sur les déterminants d'une publication volontaire d'informations : proposition d'un algorithme de décision simplifié basé sur les indicateurs de Belsley, Kuh et Welsch (1980). NEOMA Business School.

Broquet, C. et Cobbaut, R. et Gillet, R. et Van Den Berg A. (2009). Gestion de portefeuille, Edition De Boeck.

El bouhadi, A. (2011). Le modèle d'équilibre des actifs financiers : une approche intertemporelle du bêta : Cas de la bourse de Casablanca. *Revue de critique économique*, (27), 97-117.

Fama, E.F. et French, K.R (1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*,47(02), 427-465.

Fama, E.F. et French, K-R. (2004).The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(03), 25-46.

Fama, E.F. & MacBeth, J-D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, 607-636.

Faris, H. (2008). Gestion de portefeuille. Top Press Rabat.

Friend, I. & Landskroner, Y. & Losq, E. (1976). The Demand For Risky Assets Under Uncertain Inflation, *The Journal of Finance*, 29(05), 1287-1297.

Florou C. & Chavelas C., (2010). Key Accounting Value Drivers that Affect Stock Returns : Evidence from Greece. *Managerial Finance*, 36(11), 921-930.

Glele Kakai, R-L. & Lykke, A-M. (2016), Aperçu sur les méthodes statistiques univariées utilisées dans les études de végétation, *Annales des Sciences Agronomiques* 20, spécial Projet Undesert-UE, 113-138.

Lévy, H. (1978), Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio, *The American Economic Review*, 68(04), 643-658.

Lintner, J. (1965), Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification, *The Journal of Finance*, 20(04), 587-615.

Markowitz, H. (1952), Portfolio selection, *The Journal of Finance*, 77-91.

Mossin, J. (1966), Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(04), 768-783.

Molho, D.et Fernandez-Poisson, D. (2009), Tableaux de bord, outils de performance. Edition Eyrolles, Paris.

Riyadi, B., (2017). Profit analysis with financial ratio (study manufacturing in Indonesia stock exchange. *Journal of economics and finance*, (5), 39-43.

Roll, R. (1977), A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests, *Journal of Financial Economics*, (04), 129-176.

Rosenberg, B. et Reid, K. et Lanstein R. (1985), Persuasive Evidence of Market Inefficiency, *Journal of Portfolio Management*, (11), 9-17.

Rossi, M. (2016), The capital asset pricing model: a critical literature Review, *Global Business and Economics Review*, 18 (05).

Ross, SA. (1976), The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic theory*, (13), 341-360.

Sharpe, W. (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, (19), 425-442.

Stattman, D., (1980). Book Values and Stock Returns, The Chicago MBA. Journal of Selected papers, (04), 25-45.

Shiller, R. (2005), Irrational Exuberance, Princeton University Press.

Saragih, J., (2018). The Effects of Return on Assets (ROA), Return on Equity (ROE), and Debt to Equity Ratio (DER) on Stock Returns in Wholesale and Retail Trade Companies Listed in Indonesia Stock Exchange, Ijsrm.Human, Vol. 8 (3), 348-367.

Tinic, SM et West, RR. (1986), Risk, Return, and Equilibrium: a revisit, Journal of political economy, (94), 126-146.

Vayanos, D. (1998). Transaction costs and asset prices: A dynamic equilibrium model. The Review of Financial Studies, 11(1), 1-58.

Wang J., Fu G. & Luo C., (2013. Accounting Information and Stock Price Reaction of Listed Companies—Empirical Evidence from 60 Listed Companies in Shanghai Stock Exchange”, Journal of Business & Management, 2 (2),11-21.

Zhu,W.X.(2003). The Information of Stock Price in Response to the Volume of Circulating Common Stocks. China Soft Science, (2), 44-47.