

**L'étude de la normalité et des caractéristiques
stochastiques des distributions de rentabilité des fonds
d'investissement marocains**

**The study of normality and stochastic characteristics of
profitability distributions of Moroccan investment funds**

Omar KHARBOUCH

LABORATOIRE : Management : Finance, Comptabilité
Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales, Université Ibn Tofail,
Kénitra, Maroc

Driss DAOUI

LABORATOIRE : Management : Finance, Comptabilité
Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales, Université Ibn Tofail,
Kénitra, Maroc

Résumé

Les dernières crises financières et les turbulences qu'elles ont engendrées ont remis en cause la fiabilité des mesures classiques de la finance. Ainsi, vérifier et valider les fondements méthodologiques et les résultats des recherches en finance quantitative ne se fera qu'à travers l'étude des caractéristiques stochastiques relatives aux séries chronologiques des titres financiers et des fonds d'investissement. Ainsi, il sera difficile d'approuver la validité des mesures basées sur les modèles classiques de la finance dans le cas où les distributions ne suivent pas une loi normale.

Notre étude a porté sur 135 fonds d'investissement et des 5 principaux indices boursiers au cours de la période allant de Janvier 2008 à Décembre 2014, et dont les résultats ont souligné le manque de maturité du marché financier marocain, la faible liquidité des titres qui composent les fonds ainsi que la faible fréquence de transaction. En outre, les mesures de risque et de performance, construites sur l'hypothèse de normalité des distributions des rentabilités, comme la variance et le ratio de Sharpe s'avèrent donc inappropriées.

Mot clés : Fonds d'investissement ; finance ; rentabilité ; normalité ; stochastique.

Abstract

The latest financial crises and the turbulence they have caused have undermined the reliability of conventional financial measures. Thus, verifying and validating the methodological foundations and results of research in quantitative finance will only be done through the study of stochastic characteristics relating to the time series of financial securities and investment funds. Thus, it will be difficult to approve the validity of measures based on classical models of finance in the case where distributions do not follow a normal distribution.

Our study covered 135 investment funds and 5 main stock market indexes during the period from January 2008 to December 2014, the results of which highlighted the lack of maturity of the Moroccan financial market, the low liquidity of securities that make up the funds as well as the low transaction frequency. In addition, the risk and performance measures, built on the assumption of normal distribution of returns, such as the variance and the Sharpe ratio, are therefore inappropriate.

Key words: Investment fund, finance, return, normality, stochastic

Introduction

L'une des grandes questions qui se posent dans l'étude de séries temporelles financières et économiques (ou chronologiques) est de savoir si celles-ci suivent un processus stationnaire. Alors, et avant tout traitement d'une série temporelle, il nous semble indispensable d'en étudier les caractéristiques stochastiques. Si ces caractéristiques -c'est-à-dire son espérance et sa variance- se trouvent modifiées dans le temps, la série chronologique est considérée alors comme non stationnaire : dans le cas d'un processus stochastique stable, la série chronologique est alors stationnaire.

En effet, l'observation des comportements des marchés financiers durant ces dernières années nous conduit à remarquer des événements extrêmes ayant amené à des fluctuations majeures et intenses. D'un côté, ces événements se caractérisent par leur rareté, c'est-à-dire que la probabilité d'occurrence est faible, ainsi que par leurs caractères coûteux. D'un autre côté, leurs représentations suivant la loi normale confère alors un modèle qui simplifie la réalité.

Les dernières crises financières et les turbulences qu'elles ont engendrées ont remis en cause la fiabilité des mesures classiques de la finance quantitative. Ainsi, la précision de l'approche moyenne-variance développée par Markowitz (étant en effet le paradigme le plus dominant durant plusieurs décennies) a été remise en cause par la non-normalité des taux de rentabilité. En effet, la théorie introduite par Markowitz limite l'étude de distributions des rentabilités à deux mesures seulement : la mesure de localisation et celle de tendance.

Plusieurs recherches ont montré que les dernières crises ainsi que le désordre qui en a découlé ont été derrière la remise en question du modèle classique de la finance qui était fondée sur la normalité des rendements.

Concrètement, la loi normale demeure une mauvaise représentation des queues de distribution qui nous informent sur la fréquence des grands mouvements. Autrement dit, les moments d'ordre supérieur à deux tels que le Kurtosis sont plus sensibles aux fluctuations extrêmes que le moment d'ordre 2. C'est pour cette raison que les travaux récents ont souligné l'importance d'intégrer les moments d'ordres supérieurs dans les différentes mesures vu l'asymétrie des distributions de rentabilités, dont nous citons ceux développés par Favre et Galeano (2002), Gregorion et Gueyi (2003) et qui ont prouvé l'existence de Skewness et Kurtosis au niveau de l'évaluation du risque financier.

Alors, vérifier et valider les fondements méthodologiques et les résultats des recherches en finance quantitative ne se fera qu'à travers l'étude des caractéristiques stochastiques relatives aux séries chronologiques des titres financiers et des fonds d'investissement. Ainsi, il sera

difficile d'approuver la validité des mesures basées sur les modèles classiques de la finance dans le cas où les distributions ne suivent pas une loi normale.

Au Maroc, bien que le marché financier soit un marché émergent et ne présentant pas par conséquent les mêmes caractéristiques des marchés financiers développés, il s'avère nécessaire de procéder à une vérification de la normalité et des caractéristiques stochastiques des distributions de rentabilités des fonds d'investissement marocains.

La problématique centrale de notre thèse s'articule alors autour de la question suivante: **Est-ce que les crises financières conduisent-elles à une déformation des distributions de rentabilité des fonds d'investissement marocains ?**

Pour répondre à cette problématique, nous adoptons une posture épistémologique positiviste et nous nous rattachons au courant le plus dominant en finance de marché selon lequel la plupart des réalisations financières sont mesurable scientifiquement. En effet, la méthode est quantitative qui permet l'utilisation d'un langage scientifique de raisonnement déductifs et de la vérification empirique. Pour ce faire, nous avons procédé à des tests statistiques pour étudier les caractéristiques stochastiques des distributions de rentabilité des fonds d'investissement marocains et principaux indices boursiers.

Afin d'étudier la normalité et les caractéristiques stochastiques des distributions de rentabilité des fonds d'investissement marocains, nous entamons par une présentation de la méthodologie adoptée qui nous permettra de vérifier, à l'aide des tests statistiques de normalité et de stationnarité, si les distributions des rentabilités observées se rapprochent de la loi normale, ou dans le cas échéant, elles s'en éloignent. Puis, dans un second lieu, nous enchaînerons par la présentation de notre base de données, la définition de l'échantillon des fonds d'investissements ainsi que les benchmarks choisis. Enfin, nous exposerons, les résultats de cette étude.

1. Méthodologie

En finance, les données sont rarement stables : en effet, les valeurs liquidatives des fonds d'investissement ne sont pas stationnaires. Mais une simple différentiation sur les données logarithmiques permet alors de rendre les données de valeurs liquidatives stationnaires. Cette transformation aboutit aux rentabilités financières.

En effet, pour étudier la stabilité des fonds d'investissement et leurs indices de référence (benchmark), nous avons commencé, dans un premier temps, par le calcul de leurs rentabilités financières ainsi que leurs volatilités année par année, avant de passer à l'étude

des caractéristiques stochastiques des séries temporelles de notre échantillon en nous basant sur les fonctions d'autocorrélation et les différents tests de stationnarité.

1.1 Calcul de la rentabilité

Dans notre étude, nous nous référons à la rentabilité en tant qu'indicateur qui va nous permettre de mesurer l'appréciation ou la dépréciation relative de la valeur d'un fonds d'investissement entre deux périodes successives (semaine). La rentabilité est la pierre angulaire de tous les calculs financiers (Bêta, volatilité, etc), et suivant son calcul, elle peut avoir des résultats différents.

En effet, il existe différentes méthodes pour mesurer la rentabilité R_{it} d'un titre financier. La première méthode de calcul de la rentabilité consiste à considérer la variation absolue du cours P de l'actif entre deux périodes $[t-1 ; t]$: $R_{it} = P_{it} - P_{it-1}$

Cette méthode a été adoptée la première fois par Bachelier en 1900 pour étudier le comportement des cours boursiers. Néanmoins, malgré l'avantage de simplicité qu'elle offre, cette méthode est incompatible avec l'hypothèse d'indépendance des variations successives des prix. En effet, il apparaît clairement lors des mouvements haussiers et baissiers de forte amplitude, que la variabilité des rentabilités est proportionnelle au niveau des cours.¹

D'un autre côté, l'utilisation de la variation relative des cours permet de dépasser ce problème. De plus, les niveaux absolus des cours des titres financiers n'ont aucune signification en eux-mêmes. Ce qui compte ce sont leurs variations, car elles représentent des variations de richesse lesquelles constituent la base du raisonnement et du comportement de l'investisseur.

Sur n période, nous utilisons la moyenne géométrique pour calculer la rentabilité moyenne² :

$$\bar{R}_t = [(1 + R_1)(1 + R_2)(1 + R_3) \dots (1 + R_n)]^{\frac{1}{n}} - 1$$

L'annualisation des rentabilités revient à convertir les rentabilités périodiques (hebdomadaire dans notre cas) en des rentabilités annuelles afin de permettre la comparaison entre différents fonds d'investissement.

¹ Bentahar A., 2008, Essai d'analyse et de vérification empirique du degré d'efficacité du marché financier Marocain, Thèse de doctorat en sciences Economiques.UFR : Monnaies et finances à l'université Mohamed 1er. Oujda,p.270.

² Clauss P., 2011 , Gestion de portefeuille - Une approche quantitative, Dunod, p.135

1.2 Les Tests empiriques de l'hypothèse de normalité

Nous présentons à cet effet les coefficients d'asymétrie, d'aplatissement et le test de *Jarque et Bera* qui utilise ces deux données afin de porter un avis sur la loi suivie par les distributions des rentabilités.

1.2.1 L'asymétrie des distributions (*Skewness*)

La notation utilisée est celle de Cramer (1957) qui pose la moyenne et la variance comme les premiers moments d'une distribution. Elle définit le coefficient de symétrie ou *Skewness*³ ainsi :

$$\delta = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} = \frac{\mu_3}{\mu_2 \sqrt{\mu_2}}$$

Avec : μ_1 : représente la moyenne comme premier moment;

μ_2 : la variance de la distribution comme deuxième moment.

En général $\mu_K = E(X - E(X))^K$ représente le moment centré d'ordre K.

La valeur de δ est sans dimension, elle prend une valeur nulle pour une distribution symétrique, comme c'est le cas de la loi normale. Un coefficient positif indique une distribution plus dispersée vers la gauche avec une queue de distribution étalée vers la droite : nous disons alors que la distribution est positivement asymétrique, c'est le cas de loi log-normale. Dans une distribution positivement asymétrique, les valeurs supérieures à la moyenne ont plus de chance d'apparaître que des valeurs inférieures à la moyenne.

1.2.2 L'aplatissement des distributions (*Kurtosis*)

L'aplatissement d'une distribution est mesuré par le coefficient d'aplatissement⁴ :

$$K = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$$

Avec : μ_2 : la variance de la distribution comme deuxième moment

μ_4 : le coefficient d'aplatissement comme quatrième moment

La valeur de K est positive et sans dimension. Pour une distribution normale, elle vaut 3 et 1.8 pour une distribution uniforme continue. Un coefficient élevé montre que la distribution est plutôt pointue à sa moyenne, avec des queues de distribution épaisses.

³ Bourbonnais R., 2009, *Econométrie*, Dunod, p.230.

⁴ Bourbonnais R., 2009, *op.cit.*, p.230.

1.2.3 Les test de Skewness et du Kurtosis

Si la distribution du taux de rentabilité est normale et le nombre d'observations grand ($n > 30$) alors⁵:

$$\delta \rightarrow N\left(0; \sqrt{\frac{6}{n}}\right) \quad \text{et} \quad K \rightarrow N\left(3; \sqrt{\frac{24}{n}}\right)$$

Nous pouvons construire les deux statistiques suivantes :

$$v_1 = \frac{|\delta - 0|}{\sqrt{\frac{6}{n}}} \quad \text{et} \quad v_2 = \frac{|K - 3|}{\sqrt{\frac{24}{n}}}$$

Et nous comparons les valeurs des deux statistiques avec la valeur 1.96 qui représente la valeur de la loi normale au seuil de 5%.

Si $v_1 \leq 1,96$ et $v_2 \leq 1,96$ alors l'hypothèse H_0 est vérifiée, dans le cas contraire, l'hypothèse de normalité est rejetée.

1.2.4 Le test de Jarque-Bera

Le test de *Jarque-Bera* est défini à partir des coefficients d'aplatissement et de symétrie. Si δ et K obéissent à des lois normales alors la quantité⁶:

$$\gamma = \frac{n}{6}\delta + \frac{n}{24}(K - 3)^2 \text{ suit une distribution de Chi-Deux } \chi^2 \text{ à deux degrés de liberté.}$$

Alors si $\gamma > \chi^2_{(1-\alpha)}$, nous rejetons l'hypothèse H_0 de normalité au seuil α .

L'inconvénient du test de *Jarque-Bera* est qu'il rejette la normalité sans distinguer si ce rejet est dû à l'asymétrie ou à l'aplatissement.

1.3 Etude de la stationnarité des rentabilités

L'étude de la stationnarité nous a permis de savoir si la structure probabiliste du processus étudié évolue ou non avec le temps, c'est à dire si la moyenne et la variance restent invariantes ou sont modifiées dans le temps. En pratique, nous nous limitons généralement à l'utilisation de la stationnarité du deuxième ordre (ou stationnarité faible) du processus étudié. Un processus $(z_t, t \in \mathbb{Z})$ est dit stationnaire au deuxième ordre, stationnaire au sens faible ou stationnaire d'ordre deux si les trois règles suivantes sont validées⁷ :

⁵ Ibid.

⁶ Héricourt J. et Reynaud J., 2007, *Econométrie*, Dunod, p.42.

⁷ Bazen S. et Sabatier M., 2007, *Econométrie : des fondements à la modélisation*, Vuibert, p.137.

$\forall t \in Z, E(z_t^2) = \sigma_x^2 < \infty$; $\forall t \in Z, E(z_t) = m$, indépendant de t et $\forall (t, h) \in Z^2$,
 $cov(z_t, z_{t+h}) = E[(z_{t+h} - m)(z_t - m)] = \gamma(h)$, indépendant de t .

où m et σ_x^2 sont indépendants du temps et où les covariances (appelées aussi autocovariances) dépendent uniquement du délai h entre les deux dates considérées.

De façon moins technique, une série est non stationnaire si sa variabilité évolue au cours du temps ou si les valeurs à chaque date sont corrélées entre elles et dessinent ainsi une certaine tendance. Une série stationnaire ne doit comporter ni tendance ni saisonnalité. Pour vérifier la stationnarité, des tests statistiques existent comme le test de *Dickey-Fuller* et le test de *Dickey-Fuller* augmenté. Toutefois, il est possible aussi de traduire la stationnarité statistique par des graphiques des séries de rentabilité et par l'allure de la fonction d'autocorrélation et sa représentation appelée corrélogramme.

1.3.1 Fonctions d'autocorrélation

Les principales caractéristiques temporelles d'un processus sont données par l'autocorrélation simple et l'autocorrélation partielle. La fonction d'autocorrélation est la fonction notée ρ_k qui mesure la dépendance de la série statistique avec elle-même décalée de k périodes⁸:

$$\rho_K = \frac{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})^2} \cdot \sqrt{\sum_{t=k+1}^n (y_{t-k} - \bar{y})^2}}$$

Avec \bar{y} représente la moyenne de série de rentabilité calculée sur $n-k$ périodes et n représente le nombre d'observations.

Nous pouvons en déduire que : $\rho_0 = 1$ et $\rho_K = \rho_{-K}$

Pour tester la stationnarité de la série de rentabilité, nous devons savoir quels sont les termes ρ_K qui sont significativement différents de 0. En effet, si aucun terme n'est significativement différent de 0, nous pouvons conclure que le processus étudié est stationnaire.

Le terme d'hypothèses pour un terme ρ_K est le suivant : $H0: \rho_K = 0$ et $H1: \rho_K \neq 0$

Pour un échantillon de taille importante, le coefficient ρ_K tend de manière asymptotique vers une loi normale de moyenne 0 et d'écart-type $1/\sqrt{n}$.

Alors, l'intervalle de confiance du coefficient ρ_K est alors donné par la formule suivante :

⁸ Héricourt J. et Reynaud J., 2007, *op.cit.*, p.45.

$$\rho_K = 0 \pm t^{\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n}} \quad \text{Avec } n \text{ représente le nombre d'observations.}$$

Si la valeur du coefficient calculé $\hat{\rho}_K$ se situe à l'extérieur de cet intervalle de confiance, il est significativement différent de 0 au seuil α (au niveau académique : $\alpha=0.05$ et $t^{\alpha/2}=1,96$).

1.4.1 Le test de Box-Pierce

L'étude de l'autocorrélation des séries temporelles sera complétée par la réalisation du test de *Box Pierce* et *Ljung-Box* (1978) qui permet de tester la corrélation sérielle.

La statistique de Box-Pierce permet d'identifier les processus bruit blanc (ensemble de variables aléatoires ayant la même distribution et indépendantes entre elles). La statistique de Box-Pierce notée Q mesure l'autocorrélation de K premiers ordres et elle est donnée par la formule suivante ⁹:

$$Q = n \sum_{k=1}^h \hat{\rho}_k^2$$

Avec : h : le nombre de retards ; ρ_k : l'autocorrélation empirique d'ordre k et n : le nombre d'observations.

Pour un ordre K, le test de Box et Pierce est le test de l'hypothèse H0 ($\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$) contre H1 : ($\exists j \in]1, K]$, tel que $\rho_k \neq 0$; il existe au moins un ρ_k différent de 0).

La statistique Q est distribuée de manière asymptotique comme une loi khi-deux χ^2 à h degrés de liberté. Nous rejetons l'hypothèse de bruit blanc, au seuil α , si la statistique Q est supérieure au χ^2 lu dans la table au seuil $(1-\alpha)$ et h degrés de liberté. Les tests de racine unitaire (Tests de Dickey-Fuller)

La stationnarité des séries de rentabilité est étudiée en utilisant les tests de *Dickey-Fuller (DF)* (1976), de *Dickey-Fuller augmenté (ADF)* (1981) et les tests de *Phillips et Perron* (1988) ou test de KPSS (1992). Ces tests consistent à vérifier les deux hypothèses suivantes¹⁰:

H0 : Présence de racine unitaire, «Processus non stationnaire »

H1 : Absence de racine unitaire, «Processus stationnaire »

⁹ Bourbonnais R., 2009, *op.cit.*, p.229.

¹⁰ Bourbonnais R., 2009, *op.cit.*, p.233.

- **Les tests de Dickey-Fuller simple (1979)**

Le test de *Dickey-Fuller* permet de savoir si une série est stationnaire ou non et permet aussi de déterminer la bonne manière de stationnariser la série¹¹.

Trois modèles servant de base à la construction de ce test en se basant sur les hypothèses suivantes :

H0: $\phi_1 = 1$; Processus non stationnaire et H1: $\phi_1 < 1$; Processus stationnaire

Si l'hypothèse H0 : $\phi_1 = 1$ est retenue dans l'un des trois modèles, le processus est alors non stationnaire. De ce fait, l'estimation des moindres carrés des trois modèles nous permet de vérifier les deux hypothèses précédentes :

[1]: $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif d'ordre 1

[2]: $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif avec constante

[3]: $y_t = \phi_1 y_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif avec tendance

Quel que soit le modèle retenu, la vérification de l'hypothèse H0 montre que la série n'est pas stationnaire. Dans le cas contraire, si nous acceptons que l'hypothèse H1 : $\phi_1 < 1$, le modèle est stationnaire.

Les auteurs *Dickey et Fuller* ont étudié la distribution asymptotique de l'estimateur ϕ_1 et ils ont tabulé des valeurs critiques pour des échantillons de tailles différentes. Ces tables sont similaires aux tables de t de Student.

Pour des raisons purement statistiques, les auteurs ont préféré de tester $(\phi_1 - 1)$ au lieu de ϕ_1 . Nous pouvons alors écrire les modèles sous la forme suivante :

[1]: $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif d'ordre 1

[2]: $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif avec constante

[3]: $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif avec tendance

Pour estimer les coefficients et les paramètres du modèle, nous utilisons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) qui fournit la valeur de $t_{\hat{\phi}_1}$ qui est analogue à la statistique de Student. En effet, si $t_{\hat{\phi}_1} > t_{\text{tabulé}}$, nous acceptons l'hypothèse H0, le processus n'est pas stationnaire.

¹¹ Bazan S. et Sabatier M., 2007, *op.cit.*, p.147.

2. La base de données

2.1 Présentation de l'échantillon

Notre échantillon comprend les rendements de 135 fonds d'investissement Marocains et des 5 principaux indices boursiers couvrant une période allant du 04 janvier 2008 au 12 Décembre 2014. Cela représente 7 années de données et 363 rentabilités hebdomadaires par fonds, pour un total de 50457 observations en prenant en compte les différents benchmarks utilisés dans les calculs de performance. Les données relatives aux séries de rentabilités des fonds d'investissement proviennent de l'ASFIM - Association des sociétés de gestion et Fonds d'investissement Maroc-.

Concernant les données des indices de référence, leurs recueils s'est fait à partir de plusieurs sources en fonction de leur nature:

- La collecte des données de l'indice de référence des fonds actions (MASI) a été effectuée à partir de la société de la bourse des valeurs de Casablanca «SBVC».
- Concernant les données de l'indice de référence des fonds obligataires (MBI), leurs valeurs ont été extraites du portail de BMCE CAPITAL.
- Enfin, les données de l'indice de référence des fonds monétaire proviennent de Bank AL Maghrib.¹²

Notre échantillon est constitué des fonds significativement représentatifs de l'ensemble des fonds d'investissement marocains vu qu'il représente 60% des fonds du marché. Il est composé des Fonds « Grand Public » de la catégorie « Fonds de capitalisations » créés avant 2008 et qui existent toujours jusqu'à la fin 2014. Sont éliminé tous les fonds apparus après 31 Décembre 2008 et ceux qui sont disparus ou étaient absorbés au cours de la période l'étude. Notre échantillon est encore réduit par le retrait des fonds dont les rendements hebdomadaires ne sont pas disponibles pour toute la période étudiée, des fonds contractuels, des fonds de distribution et des fonds dédiés dont la gestion répond aux soucis spécifiques des institutionnels (fonds de retraite, CNSS...etc). Ces retraitements assurent une certaine homogénéité au sein des différentes catégories des fonds d'investissement. Après avoir procédé à ces retraitements, nous n'avons retenu que 135 fonds (83 FCP, 52 SICAV) à partir des 233 fonds existant en janvier 2008 ainsi que 5 indices de référence¹³.

¹² Site officiel de Bank Al Maghrib [<http://www.bkam.ma>, consulté le 01/04/2015].

¹³ ALAMI T. ,2018, *INTRODUCTIONS A LA BOURSE DE CASABLANCA: QUELLES PERFORMANCES?*, Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit, Numéro 5 : Juin 2018, pp 49-66

Les OPCVM, aussi appelés « fonds d'investissement » sont également regroupés aussi en deux grandes familles des supports d'investissement accessibles aux investisseurs : SICAV et FCP.

Les rendements hebdomadaires sont calculés à partir des valeurs liquidatives des fonds d'investissement avec revenus réinvestis (dividendes ou coupons), et sont nets des frais de transactions et des coûts explicites (frais de gestion annuels...), mais brut des frais de souscription et de rachat.

Tableau 1. Présentation de l'échantillon étudié

	Type de Fonds	Fonds existant en Déc.2014	Fonds Exclus	Echantillon en Déc.2014
FCP	FCP OMLT	41	18	23
	FCP OCT	20	8	12
	FCP Diversifié	19	7	11
	FCP Actions	45	18	27
	FCP Monétaire	25	15	10
	Total	150	66	83
	en %	66%	29%	36%
SICAV	SICAV OMLT	27	9	18
	SICAV OCT	7	3	4
	SICAV Diversifié	17	5	13
	SICAV Actions	14	5	9
	SICAV Monétaire	14	6	8
	Total	79	28	52
	en %	34%	12%	23%

Source : Elaboré par l'auteur

3. Résultats

3.1 L'étude des caractéristiques de la distribution de rentabilité

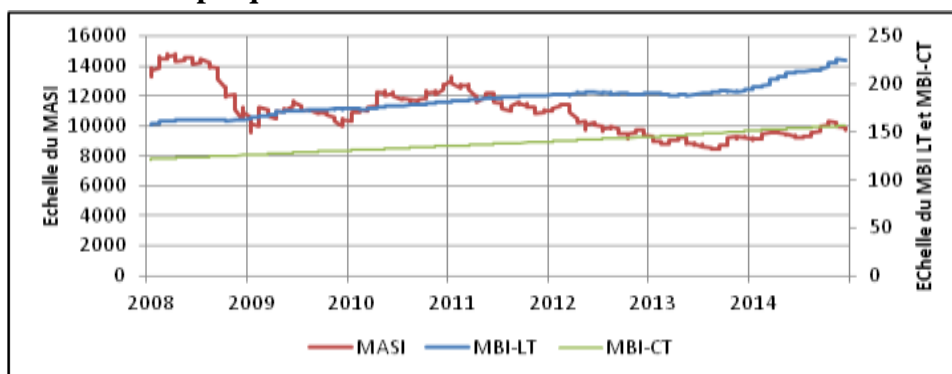
3.1.1 L'évolution des indices entre 2008 et 2014

L'objectif de l'étude des indices de référence (Benchmark) est de représenter de manière synthétique et fidèle l'évolution d'une place boursière. Ces indices sont aussi un instrument de mesure du comportement du marché et un instrument de comparaison très utile pour les gérants de fonds.

Le graphique 1 trace l'évolution des trois principaux indices utilisés dans notre étude (MASI, MBI-MLT et MBI-CT). Nous pouvons constater la chute de l'indice MASI à partir du second semestre 2008 avec l'avènement de la crise financière internationale et les conséquences dramatiques qu'elle a engendrées. Au terme de l'année 2010, le MASI a connu une hausse régulière. Toutefois, il a subi une forte chute durant la période 2011-2013 à cause des

turbulences politiques, économiques et financières qui ont secoué notre région ainsi que nos voisins européens. En 2014, la bourse de Casablanca a clôturé l'année sur une progression du MASI, qui a franchi le seuil des 1000 points avec +9,2%. Par ailleurs, nous notons la robustesse des indices obligataires (MBI-MLT et MBI-CT) qui ont connu une croissance durant la période de crise.

Graphique 1. L'évolution des indices de référence

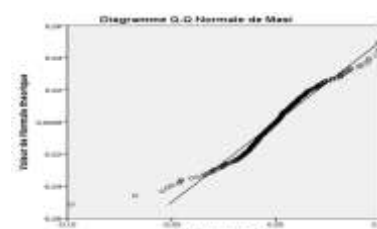
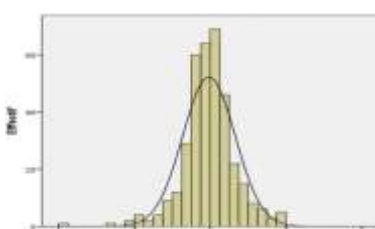


Source : Graphique élaboré par l'auteur

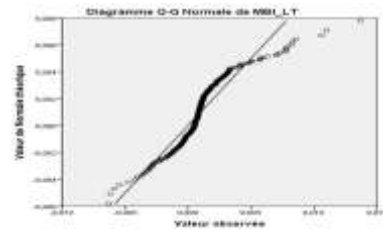
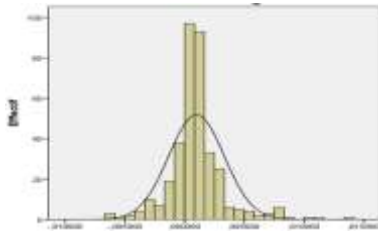
3.1.2 La forme des histogrammes

Notre analyse porte dans un premier temps sur les rentabilités hebdomadaires des indices de référence (benchmark) de notre échantillon. Ces rentabilités hebdomadaires ont été calculées à partir des valeurs liquidatives des fonds en clôture chaque vendredi. Les dividendes versés durant la semaine ont été intégrés aux valeurs liquidatives en fin de période. Les histogrammes des indices de référence suivants fournissent une nette comparaison entre les distributions des taux de rentabilités hebdomadaires et les distributions gaussiennes.

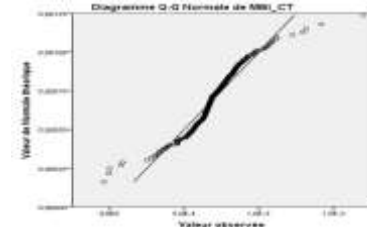
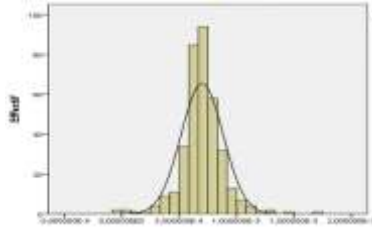
Graphique 2 Distribution des taux de rentabilités hebdomadaires des indices de référence (Benchmark) ainsi que le diagramme Quantile-Quantile (Comparaison des distributions des rendements des fonds d'investissement avec la distribution normale standard)
Indice MASI



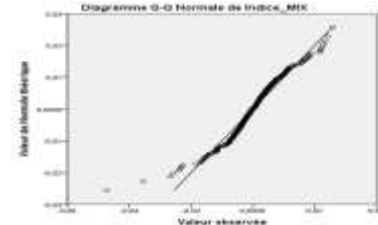
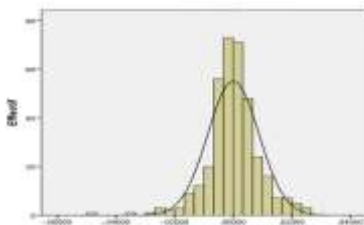
L'indice MBI-MLT



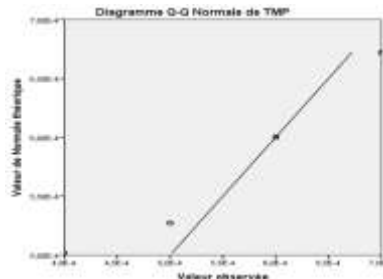
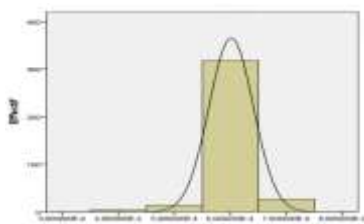
L'indice MBI-CT



L'indice MIX



L'indice TMP



Graphiquement, il est clair que la distribution des rentabilités des indices de référence s'écarte significativement de la distribution normale. Ainsi, nous pouvons constater une concentration très importante des taux de rentabilités autour de la moyenne.

Dans le cas de l'indice MASI, l'histogramme des taux de rentabilité montre la concentration de la distribution entre 0 et ± 0.5 fois l'écart-type. Cette forme leptokurtique (la distribution est pointue en sa moyenne) des rendements hebdomadaires de l'indice MASI indique la présence des queues plus épaisses pour des rendements négatifs.

De même, les histogrammes des indices MBI-MLT et MBI-CT s'éloignent nettement de la densité normale. Ceci est essentiellement dû à la présence d'une queue de distribution significative. Pour le *Moroccan Bond Index* à moyen et long terme (MBI-MLT), la distribution est concentrée entre 0 et ± 0.005 fois l'écart-type. De même, la distribution du MBI-CT est concentrée entre 0.00075 et ± 0.0010 . Nous constatons que les deux indices

ayant des queues plus épaisses que la normale aux extrémités ce qui implique l'existence des valeurs anormales plus fréquentes.

Dans le cas de l'indice Mix et de l'indice TMP, nous constatons également la présence de la forme leptokurtique avec une forte concentration autour de la moyenne.

Par ailleurs, les histogrammes montrent aussi l'existence d'une asymétrie de la distribution des rentabilités des indices de références. Les histogrammes du MASI, de la Indice-Mix et du TMP indiquent une distribution décalée à droite de la médiane, et donc une queue de distribution étalée vers la gauche. Par contre ceux des MBI-LT et MBI-CT montrent une distribution décalée à droite de la médiane, et donc une queue de distribution étalée vers la gauche

Afin d'évaluer la pertinence de l'ajustement des distributions à un modèle normal théorique, nous avons observé les diagrammes Quantile-Quantile¹⁴ de chaque indice de référence : nous avons abouti à la même conclusion précédente, la distribution des rentabilités des différents indices s'éloigne de la distribution gaussienne. Nous notons aussi que le caractère leptokurtique des distributions des rentabilités ne caractérise pas uniquement les benchmarks, elle est aussi observable au niveau des distributions des rentabilités des fonds d'investissements retenus dans notre échantillon.

3.2 Les tests de normalité

Dans un premier temps, nous allons appliquer le test de normalité sur les indices de référence puis, dans un second temps, notre étude sera étendue aux fonds composant notre échantillon depuis 2008.

Le tableau 2 présente les calculs des moments d'ordre 3 et 4 (Skewness et Kurtosis) ainsi que le test de *Jarque-Bera* qui caractérise la distribution des indices de référence. L'analyse sera menée en considérant toute la période d'étude 2008-2014, puis elle sera scindée en sous-périodes annuelles.

Au regard des valeurs de paramètres de forme, nous pouvons dire que la distribution hebdomadaire des cinq benchmarks s'éloigne de la distribution gaussienne sur la période totale. En termes des moments d'ordre trois, nous remarquons que trois indices déforment la loi gaussienne à gauche (Skewness négatif) et deux à droite (Skewness positif). En termes de moment d'ordre quatre, Kurtosis, nous observons que les valeurs sont nettement supérieures à

¹⁴ Le terme quantile-quantile provient du fait que nous comparons la position de certains [quantiles](#) dans la population observée avec leur position dans la population théorique.

trois. Cela est interprété par une courbe pointue de distribution des rentabilités des indices financiers avec les deux queues épaisses. La rentabilité moyenne, dans ce cas, a de forte probabilité d'être obtenue, mais la probabilité d'une crise est également grande.

En lisant le tableau 2, nous remarquons que les valeurs du test de Jarque-Bera dépassent largement la valeur théorique de CHI-Deux au seuil de 5% (5.991). Alors, l'hypothèse de normalité est donc non retenue à ce seuil de risque 5%.

Au vu des résultats annuels des moments d'ordre 3 et 4, nous constatons que dans le cas de l'indice MASI et l'indice-MIX, la normalité est globalement acceptée sauf pour les années 2009 et 2010. Pour les autres indices, nous constatons le rejet de la normalité dans la majorité des cas.

Par ailleurs, cette étude montre le caractère instable des distributions de rentabilités des indices de référence à cause de la variation des deux coefficients (Kurtosis et Skewness) d'une année à l'autre. Cela peut être expliqué par le manque de maturité du marché financier Marocain. D'autre part, nous pouvons expliquer le caractère leptokurtique des indices de références par l'effet de la dernière crise sur les différentes places internationales et même, avec un degré moins élevé, sur les bourses émergentes. Les périodes de crise et de création de bulle spéculative sont par essence agitées et peuvent être une cause de la non-normalité (l'effet des valeurs extrêmes).

Après l'analyse de la normalité des indices de référence, nous appliquons le test de *Jarque-Bera* sur les 135 fonds qui constituent notre échantillon durant la période 2008-2014.

Le tableau 3 présente les coefficients de forme (Kurtosis et Skewness) ainsi que le test de *Jarque-Bera* effectué pour chaque groupe de fonds d'investissement.

Sur la totalité de la période d'étude, nous constatons que les conclusions sont semblables à celles obtenues par les indices de références, c'est à dire la non normalité des taux de rentabilités des fonds d'investissement.

Tableau 2. Moments statistiques d'ordre 3 et 4 des taux de rentabilités des benchmark

Benchmark	Année	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probabilité	Normalité
MASI	2008	-0.481022	3.584083	2.691703	0.260	Acceptée
	2009	-1.04	7.951569	61.29443	0.000	Rejetée
	2010	0.739588	4.591428	10.42467	0.005	Rejetée
	2011	0.269023	2.800452	0.713509	0.700	Acceptée
	2012	-0.266145	3.96142	2.616598	0.270	Acceptée
	2013	0.554331	3.773018	3.957823	0.138	Acceptée
	2014	0.011182	2.282943	1.07223	0.585	Acceptée
	2008-2014	-0.542844	6.736169	228.3266	0.000	Rejetée
MBI-MLT	2008	0.311141	4.638432	6.527351	0.038	Rejetée
	2009	1.636172	6.071118	42.79749	0.000	Rejetée
	2010	0.72982	7.383782	47.1437	0.000	Rejetée
	2011	-0.115257	4.103092	2.751555	0.253	Acceptée
	2012	0.170195	3.783428	1.580853	0.454	Acceptée
	2013	-0.795184	4.528695	10.54339	0.005	Rejetée
	2014	1.456183	4.631495	23.21594	0.000	Rejetée
	2008-2014	1.106484	8.265395	492.0427	0.000	Rejetée
MBI-CT	2008	-1.238728	7.539213	56.82726	0.000	Rejetée
	2009	-0.085745	4.922367	7.915425	0.019	Rejetée
	2010	-0.405342	3.411863	1.825937	0.401	Acceptée
	2011	0.073752	7.447574	42.90578	0.000	Rejetée
	2012	2.887834	16.59881	472.9532	0.000	Rejetée
	2013	-1.316714	6.715882	44.94256	0.000	Rejetée
	2014	1.219848	5.176816	22.27219	0.000	Rejetée
	2008-2014	0.17938	7.962487	373.3877	0.000	Rejetée
Indice-Mix	2008	-0.532413	3.565909	3.089982	0.213	Acceptée
	2009	-0.908184	7.236939	43.38713	0.000	Rejetée
	2010	0.80348	4.697856	12.06862	0.002	Rejetée
	2011	0.262252	2.858107	0.639681	0.726	Acceptée
	2012	-0.021362	4.253473	3.408209	0.182	Acceptée
	2013	0.455035	4.193734	4.881993	0.087	Acceptée
	2014	-0.003787	1.965323	2.230447	0.328	Acceptée
	2008-2014	-0.509132	6.456708	194.7853	0.000	Rejetée
TMP	2008	-1.657477	8.03E+00	77.19415	0.000	Rejetée
	2009	-2.404344	9.548287	140.2575	0.000	Rejetée
	2010	1.040585	3.653363	10.50758	0.005	Rejetée
	2011	-0.866155	8.481239	71.59722	0.000	Rejetée
	2012	2.363445	12.71698	252.987	0.000	Rejetée
	2013	0.540532	2.552286	2.966487	0.227	Acceptée
	2014	-1.068269	2.396311	10.26925	0.006	Rejetée
	2008-2014	-0.899933	7.470833	350.3536	0.000	Rejetée

Source : Elaboré par l'auteur

Tableau 3. Les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement, moyenne, des fonds d'investissement, effectués pour chaque catégorie.

Fonds	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probability	Normalité
FCP Actions	-0.61951	5.647637	128.8894	0.000	Rejetée
Sicav Actions	-0.57685	5.613777	123.123	0.000	Rejetée
FCP Oblig.MLT	-0.360272	6.214159	163.6542	0.000	Rejetée
SICAV Oblig.MLT	0.486137	7.339226	298.2608	0.000	Rejetée
FCP Oblig CT	-18.93989	359.8142	1941998	0.000	Rejetée
SICAV Oblig.CT	-8.702074	89.70069	117950.4	0.000	Rejetée
FCP Diversifié	-0.685418	6.894933	257.1662	0.000	Rejetée
Sicav Diversifié	-0.786809	6.753514	249.8575	0.000	Rejetée
FCP Monétaire	0.17479	5.086909	67.53406	0.000	Rejetée
Sicav Monétaire	-0.448542	5.220442	86.50476	0.000	Rejetée

En moyenne, la majorité des fonds ont un skewness négatif à l'exception des FCP OMLT et les SICAV Monétaires. D'un autre côté, sur la période totale, tous les fonds ont le Kurtosis supérieur à trois ce qui fait ressortir le caractère leptokurtique pour l'ensemble des fonds puisque les coefficients ont atteint des valeurs largement supérieures à 3 (en moyenne le Kurtosis allant de 5.0869 pour le FCP Monétaire à 359.814 pour les FCP Obligataires à court terme). Ce constat est également confirmé par les tests d'adéquation de *Jarque Bera* au seuil de 5% qui enregistrent des valeurs largement supérieures à la valeur critique de Chi-Deux (puisque les probabilités associées aux statistiques sont toutes inférieures au seuil d'erreur de 5%), ce qui confirme la non-normalité des distributions de rentabilité.

Quant au tableau 4, nous y calculons pour chaque année le nombre de fonds ayant satisfait le test de *Jarque Bera* au seuil de 5%.

Les résultats de ce tableau montrent que la réduction de la période de calcul des coefficients d'aplatissement et de symétrie confirme la normalité des distributions de rentabilité de certains fonds d'investissement durant une période annuelle. En effet, l'hypothèse de normalité a été vérifiée pour 35% des fonds en 2008 à 41% en 2014. L'année 2011 a enregistré la normalité des rentabilités de plus de 54% des fonds d'investissement.

Tableau 4. Nombre de fonds qui ont satisfait le test de *Jarque Bera* au seuil de 5%

Fonds	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
FCP-Actions	20/27	12/27	15/27	22/27	23/27	14/27	25/27
Sicav-Actions	7/9	2/9	5/9	8/9	8/9	6/9	9/9
Total Fonds Actions	27/36	14/36	20/36	30/36	31/36	20/36	34/36
FCP-OMLT	3/23	1/23	10/23	8/23	5/23	4/23	5/23
Sicav-OMLT	3/18	1/18	6/18	1/18	1/18	1/18	2/18
Total Fonds Oblig. MLT	6/41	2/41	16/24	9/24	6/24	5/24	7/24
FCP-OCT	1/12	1/12	10/12	7/12	0/12	0/12	1/12
Sicav-OCT	0/4	1/4	2/4	2/4	0/4	1/4	0/4
Total Fonds Oblig. CT	1/16	2/16	12/16	9/16	0/16	1/16	1/16
FCP-Diversifié	6/11	3/11	3/11	11/11	9/11	9/11	7/11
Sicav-Diversifié	10/13	2/13	7/13	12/13	12/13	7/13	11/13
Total Fonds Diversifié	16/24	5/24	10/24	23/24	21/24	16/24	18/24
FCP-Monétaire	1/10	4/10	4/10	0/10	1/10	0/10	1/10
Sicav- Monétaire	2/8	5/8	3/8	2/8	1/8	0/8	2/8
Total Fonds. Monétaire	3/18	9/18	7/18	2/18	2/18	0/18	3/18
Total général	53/135	32/135	65/135	73/135	60/135	42/135	63/135

Source : Elaboré par l'auteur

Sur la base de l'ensemble de ces résultats, nous voyons bien que la non-normalité des distributions de rentabilités de la majorité des fonds d'investissement, est globalement attribuable aux rentabilités extrêmes (positives ou/et négatives). La probabilité d'occurrence de rentabilités extrêmes et plus généralement de pertes extrêmes, est donc plus élevée que ce que prévoit la loi de gauss. Ainsi, les mesures de risque et de performance construites sur

l'hypothèse de normalité, comme la variance, sont donc inappropriées pour estimer le risque des fonds d'investissement car ils ne permettent pas de prendre en compte le risque extrême associé à ces fonds.

La non normalité des distributions des fonds d'investissement et particulièrement celles des titres financiers engendre la nécessité de ne pas se limiter aux deux premiers moments de la distribution mais montre plutôt qu'il faut prendre en considération les moments d'ordres supérieurs dans l'évaluation et l'analyse de ces distributions.

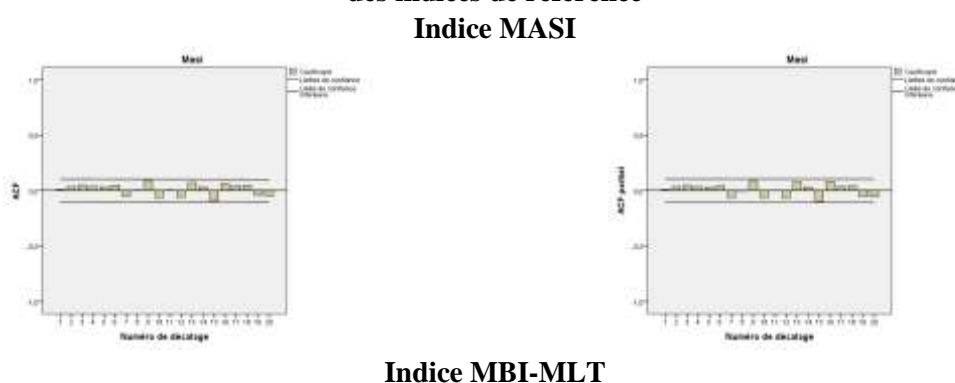
Nous pouvons conclure que le changement de pas d'observation sur une durée plus longue (d'une année à sept ans) doit en effet offrir une vision contrastée de la non normalité des rentabilités des fonds d'investissement. Durant des sous périodes (une année par exemple) plus stable au cours desquelles une majorité de distributions de rentabilités suit une loi normale.

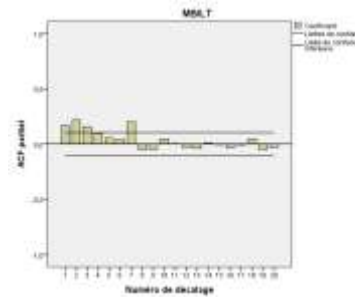
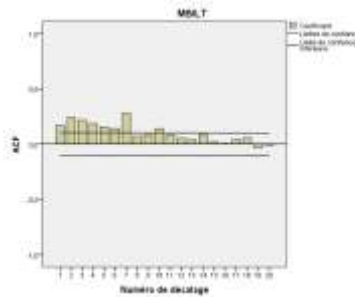
3.3 La corrélation sérielle des rendements

Plusieurs auteurs ont détecté une autocorrélation significative au niveau des séries de rentabilité des fonds d'investissement soit à cause de la faible liquidité des titres dans lesquels investissent les fonds d'investissement, soit à cause du lissage volontaire exercé par les gestionnaires des fonds.

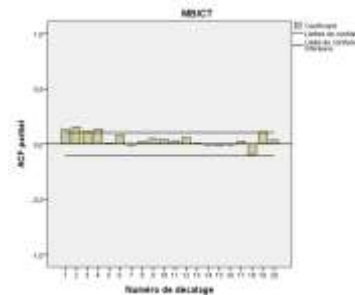
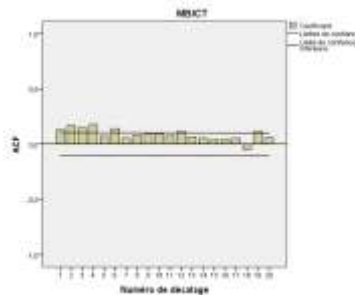
Dans un premier temps et afin de vérifier la corrélation de la série temporelle avec elle-même, nous présenterons les corrélogrammes des taux de rentabilités. Toutefois, pour éviter d'encombrer le texte, notre analyse portera uniquement sur les corrélogrammes des principaux indices de référence.

Graphique 3. Autocorrélation simple (Colonne AC) et partielle (Colonne PAC) des rendements des indices de référence





Indice MBI-CT



Le logiciel SPSS fournit les résultats des fonctions d'autocorrélation simple (Colonne ACF) et partielle (Colonne ACF partiel), avec les corrélogrammes respectifs. Les bornes de l'intervalle de confiance sont stylisées par des traits pointillés horizontaux; chaque terme qui sort de cet intervalle est donc significativement différent de 0 au seuil de 5%.

Le graphique montre que les rentabilités des indices MASI et indice-MIX ne présentent pas d'autocorrélation tandis que celles de l'indice MBI-MLT, MBI-CT et TMP sont autocorrélés. Pour le MASI et l'indice-MIX, nous nous apercevons que tous les termes du corrélogrammes sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance, le processus est donc un bruit blanc. Nous pouvons alors dire que les actifs détenus par ces indices sont essentiellement des actions cotées régulièrement sur les places boursières.

Or, dans le cas des indices obligataires et l'indice monétaire, les corrélogrammes laissent apparaître des pics très marqués durant les premiers retards et décroissent lentement lorsque le nombre de pas devient grand. Le processus n'est pas bruit blanc, il semble avoir les mêmes caractéristiques d'un processus non-stationnaire. Mais il faut souligner que l'analyse des corrélogrammes, malgré la simplicité qu'elle offre, produit des résultats dont la portée reste limitée. Par conséquent, pour avoir des résultats plus fiables sur la stationnarité des processus stochastiques, il faut se référer aux différents tests de racine unitaires.

En ce qui concerne les fonds d'investissement, l'observation des corrélogrammes montre que ces derniers présentent des caractéristiques globalement similaires à celles de leurs indices de références.

3.4 L'autocorrélation des K premiers ordres (test de Box-Pierce)

Nous pouvons également utiliser aussi les test de *Box-Pierce* (ou le test de *Ljung et Box*) pour identifier le processus bruit Blanc. L'estimation de ce test a été effectuée pour l'ensemble des fonds d'investissement de notre échantillon et pour les différents indices de référence. Nous allons calculer la statistique de Box-Pierce pour K égal à 5, 10, 15, et 20 de chaque fonds d'investissement retenu dans notre échantillon ainsi que pour chaque indice de référence et toujours sur la même période d'étude allant du Janvier 2008 à Décembre 2014. Les résultats de ce test sont regroupés dans le tableau 5.

Nous rappelons que la statistique de *Box-Pierce* suit une distribution du chi-2 avec un rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation si le résultat dépasse la valeur théorique fixée par le niveau de significativité et le nombre de degrés de liberté équivalent au nombre de retards.

Pour chaque catégorie des fonds d'investissements et sur la totalité de la période d'étude, nous constatons que les résultats sont semblables à ceux obtenus par les indices de références associés à l'exception des FCP diversifiés pour les retards 1, 5, 10 et 20 et des Sicav Monétaires pour les retards 1 et 20.

Tableau 5. Test de Box-Pierce (Q-Stat) des taux de rentabilités de chaque catégorie des fonds d'investissements et des indices de référence pour K=1,5,10,20

Catégorie	Retard1		Retard5		Retard10		Retard20	
	Q-stat	Prob	Q-stat	Prob	Q-stat	Prob	Q-stat	Prob
FCP-Action	2.0108	0.156	6.6993	0.244	19.506	0.034	23.921	0.246
Sicav-Action	0.4264	0.514	6.2032	0.287	15.888	0.103	21.512	0.368
MASI	0.0235	0.878	2.2152	0.819	8.7206	0.559	20.555	0.424
FCP-OMLT	7.2158	0.007	34.189	0.000	65.813	0.000	81.626	0.000
Sicav-OMLT	160.7	0.000	174.14	0.000	197.51	0.000	207.19	0.000
Mbi MLT	10.205	0.001	66.906	0.000	114.06	0.000	123.17	0.000
FCP-Oct	0.0003	0.987	0.0088	1.000	0.0186	1.000	0.0621	1.000
Sicav-Oct	0.047	0.828	1.7398	0.884	4.2538	0.935	43.109	0.002
MBI CT	5.891	0.015	37.763	0.000	54.714	0.000	72.555	0.000
FCP-Div	14.649	0.000	29.457	0.000	52.981	0.000	63.62	0.000
Sicav-Div	0.7901	0.374	8.9212	0.112	25.647	0.004	31.727	0.046
Indice Mix	0.1552	0.694	4.5825	0.469	11.891	0.292	25.008	0.201
FCP-Moné	9.3162	0.002	94.434	0.000	143.11	0.000	154.58	0.000
Sicav-Moné	0.8817	0.348	11.72	0.039	19.908	0.030	28.043	0.108
TMP	100.15	0.000	365.31	0.000	565.78	0.000	733.82	0.000

Source : Elaboré par l'auteur

Nous complétons l'analyse de la corrélation sérielle, en appliquant le test *Ljung et Box* à chacun des 135 fonds d'investissement de notre échantillon. Le tableau 6 présente le nombre

de fonds qui acceptent l'hypothèse d'indépendance des rentabilités (si la probabilité critique $\alpha > 0.05$; alors nous acceptons H_0).

Pour un $K=1$, 80 fonds sur 135 acceptent l'hypothèse d'indépendance des rentabilités, alors que pour $K=5$, $K=10$ et $K=20$, l'acceptation de l'hypothèse d'indépendance est respectivement significative pour 71, 53 et 61 fonds. Ce résultat laisse penser que les rentabilités des fonds de notre échantillon sont caractérisés par une corrélation sérielle. Les principales raisons de cette corrélation sont : la faible liquidité des titres qui composent les fonds ainsi que la faible fréquence de transaction.

Tableau 6. Nombre de fonds satisfaisant au test de Ljung et Box

Test d'autocorrélation d'ordre K (Nombre de fonds n'ayant pas d'autocorrélation, c'est à dire accepter l'hypothèse H_0)				
Catégorie	Retard1	Retard5	Retard10	Retard20
FCP-Actions	22/27	24/27	16/27	21/27
Sicav-Actions	7/9	7/9	7/9	7/9
Total FondsAction	31/36	31/36	23/36	28/36
FCP-OMLT	11/23	6/23	5/23	6/23
Sicav-OMLT	6/18	6/18	5/18	5/18
Total Fonds Oblig.MLT	17/41	12/41	10/41	11/41
FCP-OCT	5/12	3/12	2/12	2/12
Sicav-OCT	2/4	3/4	3/4	2/4
Total Fonds Oblig.CT	7/16	6/16	5/16	4/16
FCP-Diversifié	7/11	7/11	4/11	4/11
Sicav- Diversifié	12/13	10/13	6/13	8/13
Total Fonds Diversifié	19/24	17/24	10/24	12/24
FCP-Monétaire	3/10	2/10	2/10	3/10
Sicav-Monétaire	3/8	3/8	3/8	3/8
Total Sicav- Monétaire	6/18	5/18	5/18	6/18
Total général	80/135	71/135	53/135	61/135

Source : Elaboré par l'auteur

2.1 La stationnarité des rentabilités

Pour mettre en évidence le caractère stationnaire ou non des processus, nous allons utiliser les tests de racine unitaire « Unit Root Test » de Dickey-Fulle (DF) et de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Ces tests permettent non seulement de détecter l'existence d'une non-stationnarité mais de déterminer également de quelle non-stationnarité il s'agit (processus TS ou DS) et de la bonne méthode pour stationnariser la série. Les résultats de ces deux tests sont récapitulés dans les deux tableaux suivants (Tableau 7 et 8).

Sur la base de l'ensemble de ces résultats, nous constatons que toutes les valeurs de ϕ sont négatives et différentes de zéro pour toutes les chroniques étudiées (pour un seuil de risque de

5%). En effet, la statistique t_{ϕ} est supérieure à sa valeur critique pour toutes les valeurs. Ce constat nous permet alors de rejeter l'hypothèse de présence de racine unitaire avec une probabilité critique de 0. Les séries de rentabilité de notre échantillon sont donc stables et stationnaires.

Tableau 7. Test de Dickey-Fuller (DF) (2008-2014)

Catégorie des fonds	Modèle1: sans trend et sans constante			Modèle2: avec constante			Modèle3: avec trend et constante		
	Valeur critique du test (5%)= -1.94			Valeur critique du test (5%)= -2.86			Valeur critique du test (5%)= -3.42		
	ϕ	T-Stat	Prob	ϕ	T-Stat	Prob	ϕ	T-Stat	Prob
FCP-Actions	-0.92	-17.6	0.000	-0.92	-17.6	0.000	-0.93	-17.6	0.000
Sicav-Actions	-0.96	-18.3	0.000	-0.96	-18.3	0.000	-0.97	-18.3	0.000
MASI	-0.99	-18.8	0.000	-0.99	-18.8	0.000	-0.99	-18.8	0.000
FCP-OMLT	-0.74	-14.7	0.000	-0.86	-16.5	0.000	-0.86	-16.5	0.000
Sicav-OMLT	-0.48	-10.7	0.000	-0.66	-13.3	0.000	-0.67	-13.5	0.000
Mbi-MLT	-0.71	-14.2	0.000	-0.83	-16.2	0.000	-0.84	-16.4	0.000
FCP-OCT	-1	-19.0	0.000	-1.00	-19	0.000	-1.00	-19.0	0.000
Sicav-OCT	-0.67	-13.5	0.000	-0.99	-18.7	0.000	-1.01	-19.1	0.000
MBI CT	-0.06	-3.4	0.001	-0.87	-16.8	0.000	-0.88	-16.9	0.000
FCP-DiV	-0.8	-15.4	0.000	-0.80	-15.4	0.000	-0.80	-15.4	0.000
Sicav-DiV	-0.95	-18.1	0.000	-0.95	-18.1	0.000	-0.95	-18.1	0.000
Indice Mix	-0.98	-18.6	0.000	-0.98	-18.5	0.000	-0.98	-18.6	0.000
FCP-Monétaire	-0.09	-4.21	0.000	-0.84	-16.3	0.000	-0.86	-16.8	0.000
Sicav-Monétaire	-0.89	-17.1	0.000	-0.95	-18.1	0.000	-0.95	-18.1	0.000
TMP	-0	-0.76	0.447	-0.46	-10.3	0.000	-0.68	-13.5	0.000

Source : Elaboré par l'auteur

Tableau 8. Test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) (2008-2014)

Catégorie des fonds	Modèle1: sans trend et sans constante			Modèle2: avec constante			Modèle3: avec trend et constante		
	Valeur critique du test (5%)= -1.94			Valeur critique du test (5%)= -2.86			Valeur critique du test (5%)= -3.42		
	ϕ	T-Stat	Prob	ϕ	T-Stat	Prob	ϕ	T-Stat	Prob
FCP-Actions	-0.77	-7.32	0.000	-0.77	-7.31	0.000	-0.78	-7.32	0.000
Sicav-Actions	-0.77	-7.18	0.000	-0.78	-7.18	0.000	-0.79	-7.22	0.000
MASI	-0.85	-7.5	0.000	0.11	-7.56	0.000	-0.86	-7.59	0.000
FCP-OMLT	-0.40	-5.23	0.000	-0.58	-6.38	0.000	-0.60	-6.45	0.000
Sicav-OMLT	-0.20	-3.88	0.000	-0.36	-5.2	0.000	-0.38	-5.36	0.000
MBI MLT	-0.31	-4.61	0.000	0.08	-5.62	0.000	-0.48	-5.8	0.000
FCP-OCT	-1.01	-8.42	0.000	-1.01	-8.42	0.000	-1.02	-8.46	0.000
Sicav-OCT	-0.28	-4.16	0.000	-0.89	-7.84	0.000	-0.98	-8.33	0.000
MBI CT	-0.01	-1.07	0.287	0.09	-6.2	0.000	-0.58	-6.32	0.000
FCP-Div	-0.61	-6.61	0.000	-0.61	-6.63	0.000	-0.62	-6.63	0.000
Sicav-Div	-0.77	-7.31	0.000	-0.78	-7.3	0.000	-0.78	-7.34	0.000
Indice Mix	-0.80	-7.19	0.000	-0.80	-7.18	0.000	-0.81	-7.24	0.000
FCP-Monétaire	-0.02	-1.22	0.223	-0.42	-5.35	0.000	-0.46	-5.67	0.000
Sicav-Monétaire	-0.59	-6.31	0.000	-0.74	-7.09	0.000	-0.75	-7.15	0.000
TMP	0.00	-0.74	0.461	0.05	-2.71	0.007	-0.34	-4.49	0.000

Source : Elaboré par l'auteur

Conclusion

Après avoir analysé les résultats des statistiques descriptives et les tests de stationnarité et de normalité à partir des valeurs liquidatives des fonds de notre échantillon, nous avons remarqué que les processus des fonds sont globalement stationnaires malgré que certains d'entre eux présentent une corrélation sérielle des taux de rentabilité. En outre, le test de normalité de *Jarque-Bera* (1980) montre le caractère léptokurtique et asymétrique pour l'ensemble des fonds, ce qui confirme la non-normalité des distributions de rentabilité

La distribution des rentabilités est marquée par de forts coefficients d'autocorrélation sérielle. Par conséquent, ces résultats soulignent la nécessité de prendre en considération les moments d'ordres supérieurs dans l'évaluation du risque extrême et la possibilité de faire des prévisions futures à partir des valeurs passées..

Néanmoins, les résultats de l'étude stochastique montrent le manque de maturité du marché financier marocain, la faible liquidité des titres qui composent les fonds ainsi que la faible fréquence de transaction. De plus, les mesures classiques de la finance quantitative, construites sur l'hypothèse de normalité des distributions de rentabilité, comme la variance et le ratio de Sharpe s'avèrent donc inappropriées.

Bibliographie

- [1] ALAMI T. ,2018, Introductions a la bourse de Casablanca: quelles performances?, Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit, Numéro 5 : Juin 2018, pp 49-66
- [1] Association professionnelle des sociétés de Bourse (APSB), [<http://www.apsb.org.ma>] , <Consulté en Décembre 2014>.
- [2] Association des Sociétés de Gestion et Fonds d'Investissement Marocains (ASFIM), 2014, *Comprendre les OPCVM*, Mars 2014.
- [3] Association des sociétés de gestion et fonds d'investissements marocains (ASFIM), Rapport annuel en Mars 2014-.
- [4] Bazen S. et Sabatier M., 2007, *Econométrie : Des fondements à la modélisation*, Vuibert.
- [5] Bourbonnais R., 2009, *Econométrie*, Dunod.
- [6] Bourse des Valeurs de Casablanca (BVC), [<http://www.casablanca-bourse.co.ma>], <Consulté en Août 2014>.
- [7] Clauss P., 2011 , *Gestion de portefeuille - Une approche quantitative*, Dunod.
- [8] Héricourt J. et Reynaud J., 2007, *Econométrie*, Dunod.
- [9] Bentahar A., 2008, *Essai d'analyse et de vérification empirique du degré d'efficience du marché financier Marocain*, Thèse de doctorat en sciences Economiques.UFR : Monnaies et finances à l'université Mohamed 1er. Oujda.