



HAL
open science

La finance islamique dans les marchés financiers frontières : Une alternative ou un complément à la finance conventionnelle ?

Ayoub Rabhi, Amina Haoudi

► To cite this version:

Ayoub Rabhi, Amina Haoudi. La finance islamique dans les marchés financiers frontières : Une alternative ou un complément à la finance conventionnelle?. Finance: vers un renouvellement des approches et des pratiques, pp.173-198, 2017. hal-02432619

HAL Id: hal-02432619

<https://hal.science/hal-02432619>

Submitted on 21 Jan 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Chapitre 6
**La finance islamique dans les marchés
financiers frontières : Une alternative
ou un complément à la finance
conventionnelle ?**

Amina HAOUDI

Université Sidi Mohammed Ben Abdellah, FSJES, Fès

Ayoub RABHI

Université Sidi Mohammed Ben Abdellah, FSJES, Fès

La finance islamique connaît actuellement un développement rapide et important à travers le monde et se trouve de plus en plus concurrente à la finance conventionnelle. Née au début des années 1960 mais n'a connu son vrai essor qu'au cours des années 1970. Elle a pu réserver une place au sein du système financier international, comme elle est arrivée à susciter l'intérêt d'un large éventail d'investisseurs surtout après la crise de 2008 qui a remis en cause le modèle de financement dominant (conventionnel) et a incité les pays à chercher des voies alternatives de financement.

Cependant, à côté de l'activité financière traditionnelle, la finance islamique s'est étendue aux activités de la finance de marché à travers le lancement de ses propres indices en 1998 (indice DMI 150 (Dar al Mal al-Islami), indice SAMI (Socially Aware Muslim Index).

En effet, cette nouvelle tendance de la finance islamique a ouvert de nombreuses pistes d'exploration pour les chercheurs et analystes bien au niveau théorique qu'empirique. L'idée derrière ce nouveau champ de recherche est de comparer la finance islamique à celle conventionnelle afin de tirer un jugement pertinent sur l'ensemble de chaque modèle de financement. À cet égard, l'une des hypothèses testées ou à tester est l'hypothèse des marchés efficients (Fama 1976, 1991). De ce fait, les chercheurs en finance islamique se sont mis à tester cette hypothèse à partir des données sur les indices boursiers islamiques. Bien que les marchés émergents se montrent moins efficients que ceux développés, ils s'approchent de plus en plus du statut du monde développé, ce qui laisse l'occasion à une autre catégorie de marchés, souvent négligée par les économistes et investisseurs. Il s'agit, en l'occurrence, des marchés frontières qui accèdent actuellement au même statut qu'avaient les pays émergents à la fin des années 1980. À partir de là, il nous est apparu nécessaire et original d'étudier les opportunités de diversification d'investissement ainsi que de tester l'hypothèse de l'efficacité des indices islamiques au sein de ces marchés financiers dits frontières.

La structure de notre chapitre se met d'abord à définir brièvement les différents concepts qui constituent la problématique, en second lieu il nous semble évident d'établir un survol de littérature empirique traitant la finance islamique des marchés frontières (marchés émergents et marchés développés).

Ensuite, nous testerons économétriquement les possibilités de diversification en utilisant le test de cointégration d'Engle et Granger (1987). Et finalement, nous procéderons à l'évaluation du niveau d'efficacité des indices islamiques et des indices conventionnels au sein des marchés frontières en utilisant des tests de marche aléatoire (test des autocorrélations de Ljung-Box et test du ratio de la variance ou Variance ratio test de Lo et Mackinlay, 1988).

1. La finance islamique en bourse : Une alternative en vogue

Née dans les années 70, la finance islamique connaît actuellement un essor important à travers le monde et s'impose de plus en plus en tant que concurrente du système financier conventionnel. Elle a pu susciter l'intérêt d'une large gamme d'investisseurs et également des pays impactés par la crise, souhaitant relancer leurs économies en permettant de nouvelles voies de financement.

Les actifs de la finance islamique ont connu une croissance à deux chiffres au cours de la dernière décennie, passant de 200 milliards de dollars en 2003 à environ 1,8 trillion de dollars à la fin de 2013 (Ernst & Young 2014, IFSB 2014 et Oliver Wyman 2009). Outre l'activité bancaire, la finance islamique a pu s'étendre aux activités de finance de marché notamment la gestion des fonds et la gestion indicielle.

1.1. Raison d'être de la finance islamique aux marchés financiers

La raison d'être de la finance islamique est relative à exploiter un marché de 1,6 milliards de la population mondiale et proposer aux investisseurs un moyen de diversification de leurs portefeuilles leur permettant d'investir conformément à leurs principes éthiques et religieux. C'est dans cette logique que s'est inscrit le lancement des indices boursiers islamiques.

En effet, avant que ces premiers indices soient lancés, les investisseurs souhaitant investir dans les actions étaient obligés d'analyser personnellement leur conformité¹, ce qui les a contraint d'investir, alors qu'après le lancement de ces indices, cette tâche de conformité est accomplie par un comité dit « Charia », indépendant. Le comité exprime ses opinions quant au caractère éthique et moral des valeurs boursières et procède à la création d'un indice qui les regroupe dans le but de subir un test de filtrage. La réalisation d'un profit éthique, dit « halal » constitue la principale motivation pour l'investisseur.

1.2. Genèse des indices boursiers islamiques

Chronologiquement, les indices islamiques ont été lancés pour la première fois à la fin des années 90. Le début était en Avril 1998 avec l'indice DMI 150 (Dar al Mal al-Islami) lancé conjointement par deux banques privées (Faisal Finance et Bank Vontobel) afin de suivre la performance des 150 plus grandes sociétés mondiales cotées en bourse. Un autre indice a été créé en Novembre de la même année, celui de SAMI (Socially Aware Muslim Index) qui a mesuré la performance de 500 sociétés conformes à la Shariah.

Depuis, la gamme d'indices islamiques a été étendue, et les fournisseurs d'indices islamiques proposent aujourd'hui un large

1 El Khamlichi, A. (2010). L'investissement en Bourse : les normes de la finance islamique appliquées aux valeurs de la place boursière de Paris (CAC40 ET SBF 250), Etudes en économie islamique Vol.4, No.1, Janvier 2010, pages : 40-62.

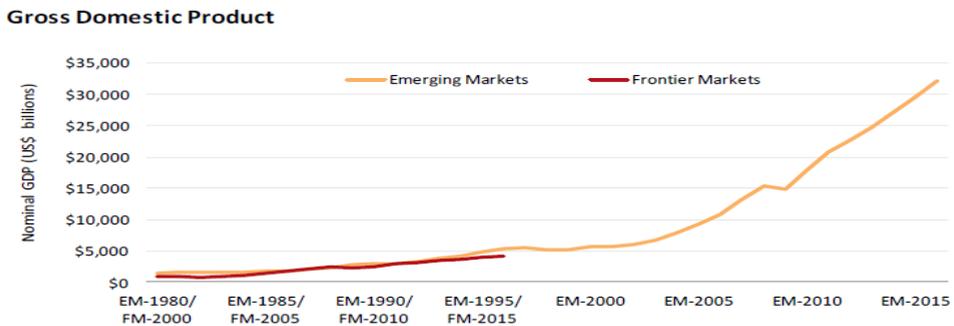
panel d'indices Sharia comme une nouvelle alternative pour les investisseurs qui cherchent des opportunités d'investissement sans compromettre leurs croyances. Ainsi, Dow Jones a créé l'Indice du marché islamique (DJIMI) en 1999 et le Groupe FTSE a lancé le Global Islamic Index Series (GIIS) à la Bourse de Londres en 1999. Le fournisseur d'indices Standard and Poor's a créé les indices Shariah Global Benchmark en Décembre 2006 et MSCI Barra a lancé sa famille mondiale d'indices islamiques en 2007. Sur la même lignée en 2011, Stoxx Limited a introduit le premier ensemble d'indices conformes à la Sharia pour l'Europe et la zone euro, ces indices mesurent la performance des entreprises conformes à la Sharia sélectionnées dans l'univers de Stoxx Europe (600). En plus des indices précédents qui avaient une couverture géographique internationale, certains marchés financiers ont introduit leurs propres indices islamiques avec une focalisation locale.

2. Marchés frontières : Quelle opportunité d'investissement ?

Bien qu'il n'existe pas de définition précise ou commune de «marchés frontières», ils sont souvent considérés comme des marchés émergents de l'avenir. Plusieurs fournisseurs d'informations financières (MSCI, Russell, S&P, FTSE, etc.) ont développé des indices afin de tenter de saisir les points communs de ces marchés. Les gestionnaires dédiés aux frontières trouvent souvent que les définitions des marchés frontières et leurs indices sont mal construits et donc très contraignants dans l'analyse de ces marchés.

La définition que nous adopterons dans ce travail est la suivante : un pays frontière est tout pays qui dispose d'une bourse ouverte aux investisseurs étrangers et qui est pondéré à moins de 1% dans l'indice MSCI Emerging Markets. Au total, ces pays représentent 20% de la population mondiale, 10% du PIB mondial et environ 2% de la capitalisation boursière mondiale.

Figure 6.1 : L'évolution du PIB dans les marchés émergents et dans les marchés frontières



Source: International Monetary Fund

Si l'histoire est un indicateur du potentiel de croissance, les marchés frontières dessinent un tableau prometteur de la croissance économique, tant du point de vue du PIB que de la capitalisation boursière. Les marchés frontières suivent actuellement une trajectoire de croissance économique similaire à celle des marchés émergents vers la fin des années 1980. En dépit des caractéristiques de croissance notable, les marchés frontières restent hors les écrans de nombreux investisseurs mondiaux. Cela peut provenir d'une idée fautive du risque de marché frontières par rapport à d'autres classes d'actifs. En réalité, la volatilité des marchés frontières a été inférieure à celle des marchés émergents au fil du temps.

3. L'hypothèse de l'efficacité des marchés financiers : Un débat non clos

Historiquement, la théorie portant sur la formation des prix des actifs financiers et popularisée sous l'appellation de l'hypothèse de l'efficacité des marchés n'est rien d'autre que l'adoption de la théorie des anticipations rationnelles dans les marchés financiers. Dans sa définition la plus large, elle signifie que les prix des actifs sur les marchés financiers reflètent la totalité de

l'information disponible et fait également intervenir des concepts tels que l'impossibilité de battre le marché, c'est-à-dire de réaliser des rentabilités anormalement élevées, ce qui remet en cause l'analyse chartiste qui prétend avoir la capacité de prédire les cours futurs à partir des variations passées. La première définition de l'efficience des marchés qu'a connue la littérature financière est apportée par Eugene Fama (1970) : *"A market in which prices always 'fully reflect' available information is called 'efficient'. In an informationally efficient market, current prices quickly absorb information and hence such a mechanism does not provide scope for an investor to make abnormal returns"*.

Mais l'originalité est attribuée à Louis Bachelier (1900) qui est peut être le premier qui a théorisé le concept d'efficience du marché dans sa thèse, lorsqu'il a montré que les changements successifs des prix sont indépendants et identiquement distribués en raison du caractère aléatoire de l'information ; en d'autres termes, c'est que l'espérance mathématique de la spéculation est nulle. Osborne (1959) fournit également un argument similaire. Par la suite Les travaux de Samuelson (1965) et de Fama (1965-1970) ont suscité beaucoup d'intérêt au sein de la communauté académique et des praticiens. Samuelson arrive à conclure que l'indépendance temporelle des rendements boursiers était cohérente avec la notion de l'efficience informationnelle des marchés financiers. Ainsi Fama effectue des tests empiriques et montre l'indépendance des changements des cours et conclut que l'exercice des chartistes n'a aucune valeur.

En effet, cette notion d'efficience qui a été fortement débattue par plusieurs économistes s'est développée au fil du temps pour prendre trois formes, à savoir l'efficience faible, l'efficience semi-forte et enfin l'efficience forte. Cependant, bien que les éléments empiriques en faveur de l'hypothèse de l'efficience des marchés financiers semblent solides, ils ne font pas unanimité. Il se trouve que ses détracteurs (ceux en faveur de la finance comportementale) remettent en cause sa robustesse en mettant

l'accent sur les nombreuses anomalies de marché¹, qui ont incité Fama (1998) à revenir dans un article et démontrer que ces anomalies sont des résultats du hasard en concluant que : *“The recent finance literature seems to produce many long-term return anomalies. Subjected to scrutiny, however, the evidence does not suggest that market efficiency should be abandoned. Consistent with the market efficiency hypothesis that the anomalies are chance results, apparent overreaction of stock prices to information is about as common as underreactionMost important, the long-term return anomalies are fragile. They tend to disappear with reasonable changes in the way they are measured”*.

Cependant, Shiller² (2003) revient sur ce point pour dire que les anomalies ne disparaissent pas à long terme en prouvant que l'une des anomalies basiques sur le marché est celle de la volatilité excessive et qui est clairement exposée sur les graphiques des marchés financiers ces dernières années, ce qui contredit le concept de la rationalité avancée par Fama. A cet égard, le débat n'est toujours pas clos et il s'est avéré d'après l'ensemble des recherches en la matière que l'hypothèse de l'efficience des marchés a résisté aux défis lancés et elle continue à être un véritable paradigme dans la communauté académique pour étudier les marchés financiers, ce qui a valu à Eugene Fama, son ténor, en 2013, le prix Nobel en économie.

4. Survol de littérature sur les études empiriques des indices boursiers islamiques

La littérature empirique sur les indices boursiers islamiques n'est pas aussi abondante que celle qui porte, par exemple, sur des indices socialement responsables. Le marché des capitaux islamiques, y compris les indices boursiers islamiques, est le domaine d'intérêt récemment exploré par les chercheurs qui ont

1 Parmi les anomalies les plus récurrentes : L'effet de taille, l'effet Janvier, La sur-réaction du Marché, la Volatilité excessive, etc....

2 Shiller. R, From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance, Journal of Economic perspectives, Volume 17, Number 1- Winter 2003- Pages: 83-104.

commencé à traiter de cette question pour un large échantillon de pays développés et émergents.

Alors que la promotion de l'efficacité et de l'éthique des marchés boursiers est le principal objectif des décideurs et des régulateurs. L'efficacité des indices boursiers islamiques a fait l'objet de quelques études empiriques. En effet, Obaidullah (2001) a soutenu l'idée que, malgré les préoccupations éthiques, un marché boursier islamique n'est pas moins efficace qu'un classique. Hassan (2001) a constaté que les indices islamiques du Dow Jones sont plus efficaces que leurs homologues conventionnels. Girard et Hassan (2008) ont montré que les indices islamiques et les indices conventionnels du FTSE ont les mêmes tendances et offrent le même niveau d'efficacité. Dans le même ordre, Guyot (2011) a montré que les restrictions de sélection de la Charia des indices islamiques du Dow Jones n'affectaient pas leur efficacité. Alors que *El Khamlichi* et al. (2014) ont mis en évidence des résultats hétérogènes puisque le degré d'efficacité ou d'inefficacité varie selon la famille des indices boursiers (Dow Jones, FTSE, MSCI). Cependant, Jawadi et al. (2015), après avoir étudié l'efficacité des marchés financiers islamiques pour les pays émergents et développés, avancent l'idée du manque d'efficacité pour les pays émergents.

Dans la même optique, seules quelques études ont abordé les questions de l'existence de possibilités de diversification. Hakim et Rashidian (2004) ont constaté qu'en dépit des restrictions d'investissement, l'exclusion des industries de l'indice islamique de Dow Jones n'a pas semblé nuire à sa diversification, mais peut avoir contribué à réduire son risque de marché. Guyot (2011) a analysé la même famille d'indices et il a constaté l'absence de cointégration à long terme entre neuf paires d'indices islamiques et conventionnels et donc des avantages de diversification pour les investisseurs internationaux. Girard et Hassan (2008) ont utilisé une analyse multi-variée de cointégration et ont constaté que les groupes des indices islamiques et conventionnels du FTSE étaient

intégrés, et puisque les auteurs n'ont trouvé aucune différence significative entre les indices islamiques et conventionnels du FTSE, ils ont suggéré de les utiliser comme classes d'actifs pour avoir plus de bénéfices de diversification. Kok et al (2009) ont trouvé une conclusion similaire, en montrant l'existence de possibilités de diversification à travers le regroupement de l'islamique FTSE Global avec des indices conventionnels et socialement responsables.

5. Données et méthodologie

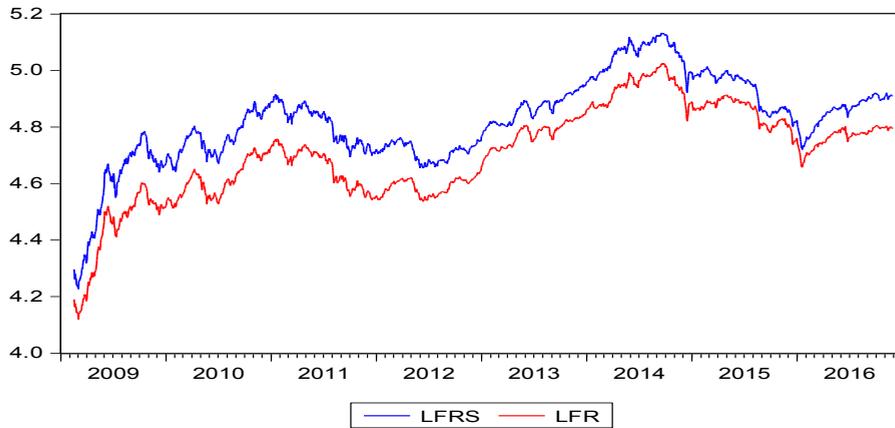
Pour réaliser notre étude économétrique, on a fait appel aux rendements journaliers des indices boursiers fournis par Standard and Poor's à savoir : l'indice S&P Frontier BMI Shariah¹ et son homologue conventionnel, S&P Frontier BMI². Il convient de noter que S&P est le seul fournisseur d'indices boursiers qui a lancé un indice boursier islamique pour les marchés frontières et cela a débuté le 25 novembre 2009. Les données de notre échantillon couvrent une période allant du 16/02/2009 au 29/11/2016, ce qui revient à 2436 observations.

Cette étude utilise l'approche d'Engle et Granger (1987) pour examiner la cointégration entre l'indice islamique et son équivalent conventionnel dans les marchés frontières afin de vérifier la relation théorique à long terme et déterminer les opportunités de diversification. Par la suite, pour étudier la faible forme de l'efficience, nous adoptons le test de Ljung-Box et le test du ratio de la variance « Variance Ratio Test » de Lo et Mackinlay (1988) qui est l'un des tests les plus utilisés dans la littérature pour étudier la marche aléatoire des séries temporelles.

1 S&P Frontier BMI Shariah c'est un indice qui offre aux investisseurs un repère complet sur 34 marchés frontières. Il comprend tous les constituants conformes à la charia du S&P Frontier BMI.

2 S&P Frontier BMI est un indice de référence complet comprenant plus de 500 sociétés de 34 marchés petits et illiquides qui n'ont pas encore atteint le statut de marché émergent.

Figure 6.2 : Représentation graphique des rendements journaliers des deux indices S&P Frontier BMI Shariah et S&P Frontier BMI



6. Résultats préliminaires : statistiques descriptives

Dans un premier temps, nous avons calculé les statistiques descriptives de ces rendements. L'indice islamique des marchés frontières (FRS) semble afficher un rendement plus élevé en moyenne que l'indice conventionnel (FR), mais aussi un risque financier plus élevé. Nous avons également noté que le coefficient de Kurtosis pour les 2 indices est élevé et largement supérieur à 3 (valeur de Kurtosis pour une loi normale). Cet excès de Kurtosis témoigne d'une forte probabilité d'occurrence de points extrêmes. Ainsi, le coefficient de Skewness des 2 indices est différent de 0. Ceci illustre la présence d'asymétrie, ce qui peut être un indicateur de non linéarité, puisque les modèles linéaires gaussiens sont forcément symétriques. Le coefficient de Skewness négatif indique que les distributions sont étalées vers la gauche pour les 2 indices : les rendements réagissent davantage à un choc négatif qu'un choc positif. Cela est dans la même lignée que la plupart des résultats empiriques sur les séries financières qui mettent en évidence une asymétrie négative des rendements, en tant qu'un fait stylisé saillant des marchés financiers, et qui signifie que les séries financières ont tendance

à générer des rendements journaliers négatifs plus que positifs à cause des chocs récurrents. En tout cas, les distributions des rendements des 2 indices ne suivent pas une loi normale comme l'illustre le test de Jarque-Bera dont la probabilité est inférieure à 0.05 pour les rendements des 2 indices (celui islamique et son équivalent conventionnel), ce qui est une caractéristique générale des séries financières.

Tableau 6.1 : Statistiques descriptives

| Propriété/Séries | LFR | LFRS |
|---------------------------|-----------|-----------|
| (Mean (Moyenne | 0.000249 | 0.000253 |
| Median | 0.000396 | 0.000245 |
| Maximum | 0.026582 | 0.028636 |
| Minimum | -0.036632 | -0.033623 |
| Std. Dev.(Ecart (type | 0.004967 | 0.005999 |
| Skewness | -0.499737 | -0.103359 |
| Kurtosis | 7.639797 | 6.380931 |
| Jarque-Bera | 2283.640 | 1163.119 |
| Probability | 0.000000 | 0.000000 |

On note LFR : Indice boursier conventionnel des Marchés frontières et LFRS : Indice boursier islamique des Marchés frontières

Ensuite, nous avons calculé la matrice des corrélations pour fournir un aperçu sur les liens entre les 2 indices. À partir du tableau 2, nous avons noté une corrélation significative et importante entre l'indice reflétant la finance islamique dans les marchés frontières (FRS) et celui reflétant la finance conventionnelle dans ces marchés (FR). De plus, une corrélation significative peut être une indication d'inefficience. Les tests de corrélation ne fournissent qu'une analyse statistique et peuvent ne pas être concluants car la répartition des rendements n'est pas normale. Pour plus de précisions, nous avons testé l'efficience en utilisant des approches plus développées dans ce qui suit.

Tableau 6.2 : Matrice de Corrélation

| Séries/ Sé- ries | LFR | LFRS |
|---------------------|----------|----------|
| FR | 1.000000 | 0.905972 |
| FRS | 0.905972 | 1.000000 |

Source : élaboré par les auteurs.

7. Etude de la diversification par la cointégration

La théorie de cointégration, introduite par Granger (1986), Engle et Granger (1987) et généralisée grâce à Johansen (1988), fournit un bon cadre pour étudier les relations à long terme entre les séries temporelles. D'un point de vue économétrique, le mécanisme de relation de cointégration exige que les variables aient le même ordre d'intégration ainsi qu'une combinaison linéaire définie par ces variables doit être intégré d'ordre zéro, $I(0)$. Deux méthodes majeures de cointégration linéaire ont été introduites : la méthode en deux étapes par Engle et Granger (1987) qui ne traite que la relation de cointégration univariée, et la méthode de cointégration multivariée, développée par Johansen (1988), qui permet de modéliser de nombreuses relations de cointégration.

Cependant, dans notre cas, nous spécifions la relation de cointégration entre l'indice islamique et conventionnel selon l'approche d'Engle et Granger (1987).

Où : et représentent respectivement le logarithme des rendements de l'indice boursier islamique et son homologue conventionnel. et définissent le vecteur de cointégration. représente l'erreur à long terme.

Si et sont intégrées d'ordre 1, et est intégrée d'ordre 0, alors on peut dire que l'équation qu'on vient d'exposer correspond à une équation à long terme qui définit une relation de cointégration. Ce qui exclut les opportunités de diversification dans les marchés frontières. Dans l'autre cas d'absence de cointégration, elle signifie l'existence des opportunités de diversification et d'investissement.

A cet égard et à fin d'examiner si les indices sont cointégrés ou non, nous utilisons deux tests : celui de racine-unitaire de Dickey-Fuller (ADF) et l'autre de stationnarité de KPSS comme point de départ pour l'analyse de cointégration suivant Engle et Granger (1987).

Tableau 6.3 : Test de racine unitaire de Dickey-Fuller

| Les indices boursiers | Stationnarité des séries en niveau | | Stationnarité des séries en 1 ^{ère} différence | | Stationnarité des résidus à long terme | |
|-----------------------------------|------------------------------------|---------------|---|---------------|--|---------------|
| | ADF | Stationnarité | ADF | Stationnarité | ADF | cointégration |
| S&P Frontier BMI Shariah | -2,087 (0,331) | Non | -27,81 (0,000) | Oui | -2,80 (0,057) | Non |
| S&P Frontier BMI | -2,49 (0,551) | Non | -30,02 (0,000) | Oui | | |

Notes : La valeur critique à 1% de Mackinnon est de -3.96 pour le Test ADF. La probabilité est entre parenthèses

Source : élaboré par les auteurs.

Tableau 6.4 : Test de stationnarité de KPSS

| Les indices boursiers | Stationnarité des séries en niveau | | Stationnarité des séries en 1 ^{ère} différence | | Stationnarité des résidus à long terme | |
|-----------------------------------|------------------------------------|---------------|---|---------------|--|---------------|
| | KPSS | Stationnarité | KPSS | Stationnarité | KPSS | cointégration |
| S&P Frontier BMI Shariah | 2,985 | Non | 0,448 | Oui | 1,719 | Non |
| S&P Frontier BMI | | | | | | |

Notes : La valeur critique à 1% pour le test KPSS est égale à 0.73.

Source : élaboré par les auteurs.

Les résultats obtenus dans les tableaux (6.3 et 6.4) avancent à partir du test de racine unitaire (ADF) et du test de stationnarité (KPSS) que l'indice islamique et son équivalent conventionnel sont stationnaires en première différence, ce qui implique que les indices sont intégrés d'ordre un, $I(1)$.

Cependant, le test sur les résidus affiche l'inexistence de cointégration et donc l'absence de relation à long terme entre l'indice islamique et conventionnel. Cela veut dire qu'il existe donc des possibilités de diversification pour les investisseurs. Cela implique également que cette preuve de non cointégration a des implications pour la diversification du portefeuille par les investisseurs, qui auront la possibilité d'investir plus en fonction de leur besoin, ce qui confirme l'existence de nouvelles opportunités d'investissement et le haut potentiel de l'industrie islamique dans les marchés financiers frontières.

8. Etude de la forme faible de l'efficience

8.1. Test du ratio de la variance (Variance ratio test)

Les premières études sur l'efficience du marché ont utilisé les tests de racine unitaire, pour vérifier si les rendements des stocks sont caractérisés par une marche aléatoire. Ces techniques conventionnelles semblent souffrir d'insuffisance et elles ont tendance à être moins efficace pour capturer les comportements des rendements. De ce fait, un test robuste a été proposé par Lo et MacKinlay (1988, 1989).

L'idée derrière le test du ratio de la variance est que sous une marche aléatoire, la variance augmente linéairement dans la période d'observation. En effet, si les rendements suivent une marche aléatoire, la variance du rendement de la période (q) est (q) fois la variance d'une période de rendement. Autrement dit :

$$\text{Var}(X_t - X_{t-q}) = q \cdot \text{Var}(X_t - X_{t-1})$$

Le ratio de la variance (VR), est alors défini comme suit :

$$\text{VR}(q) = \frac{\frac{1}{q} [\text{Var}(X_t - X_{t-q})]}{\text{Var}(X_t - X_{t-1})} = \frac{\sigma_{(q)}^2}{\sigma_{(1)}^2}$$

Avec

$$\sigma_{(1)}^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (X_t - X_{t-1} - \hat{u})^2$$

Où :

$$\hat{u} = \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} (X_t - X_{t-1}) = \frac{1}{nq} (X_{nq} - X_0)$$

Et

$$\sigma_{(q)}^2 = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (X_t - X_{t-q} - q\hat{u})^2$$

Où

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right)$$

Sous l'hypothèse de l'homoscédasticité ou de l'hétéroscédasticité, deux statistiques, $Z(q)$ et $Z^*(q)$ sont calculées par Lo et MacKinlay [1988], en utilisant les formules suivantes :

$$Z(q) = \frac{(VR(q)-1)}{\sqrt{\theta(q)}} \sim N(0,1)$$

Où

$$\theta(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)}$$

- $\theta(q)$ est la variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'homoscédasticité

Et

$$Z^*(q) = \frac{(VR(q)-1)}{\sqrt{\theta^*(q)}} \sim N(0,1)$$

Où

$$\theta^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \delta(j)$$

- $\theta^*(q)$ est la variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'hétéroscédasticité
- Avec $\delta(j)$, est l'estimateur de la consistance de l'hétéroscédasticité calculé par :

$$\delta(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (X_t - X_{t-1} - \hat{u})^2 (X_{t-j} - X_{t-j-1} - \hat{u})^2}{\left[\sum_{t=1}^{nq} (X_t - X_{t-1} - \hat{u})^2 \right]^2}$$

Sous l'hypothèse nulle de marche aléatoire, l'efficience signifie que le ratio de la variance doit être égal à 1 pour toutes les valeurs de q. S'il est inférieur à 1, elle implique une autocorrélation négative et s'il est supérieur à 1, il indique une autocorrélation positive.

- $H_0 : VR_q = 1$ pour $q = 1, 2, \dots, n$
- $H_1 : VR_q \neq 1$ pour $q = 1, 2, \dots, n$

Tableau 6.5 : Résultat du test du ratio de la variance (Variance Ratio Test) pour les rendements des indices

| Indices | q | VRq | Hypothèse d'homoscédasticité | | Hypthèse d'hétéroscédasticité | |
|----------------------------------|------|----------|------------------------------|-------------|-------------------------------|-------------|
| | | | Z(q) | Probabilité | Z*(q) | probabilité |
| S&P Frontier BMI (LFR) | q=2 | 1.234192 | ***11.55162 | 0.0000 | ***8.228267 | 0.0000 |
| | q=4 | 1.534649 | ***14.09633 | 0.0000 | ***10.32420 | 0.0000 |
| | q=8 | 1.815009 | ***13.59032 | 0.0000 | ***10.11104 | 0.0000 |
| | q=16 | 2.172891 | ***13.14340 | 0.0000 | ***9.994623 | 0.0000 |
| | q=32 | 2.684617 | ***13.02692 | 0.0000 | ***10.10256 | 0.0000 |
| S&P Frontier BMI (Shariah (LFRS) | q=2 | 1.152235 | ***7.512138 | 0.0000 | ***5.311844 | 0.0000 |
| | q=4 | 1.358369 | ***9.452476 | 0.0000 | ***6.758004 | 0.0000 |
| | q=8 | 1.548925 | ***9.157115 | 0.0000 | ***6.605899 | 0.0000 |
| | q=16 | 1.746130 | ***8.364556 | 0.0000 | ***6.160499 | 0.0000 |
| | q=32 | 2.074937 | ***8.315764 | 0.0000 | ***6.290186 | 0.0000 |

Notes : *, **, *** rejet de l'hypothèse nulle de la marche aléatoire respectivement à 1%, 5% et 10 %.

Source : élaboré par les auteurs.

Les résultats empiriques obtenus et consignés dans le tableau 6.5 ci-dessus à partir du test du ratio de la variance pour les 2 séries des rendements journaliers, affichent un rejet de l'hypothèse nulle de la marche aléatoire, sous les deux hypothèses d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité. On peut déduire alors que les deux indices sont inefficients puisque toutes les statistiques de test $Z(q)$ sont supérieures aux valeurs critiques. Ainsi, lorsqu'on compare le niveau d'efficacité entre les deux indices, nous constatons que l'indice islamique (LFRS) est moins inefficace que celui conventionnel (LFR) du fait que les valeurs de $Z(q)$ pour (LFR) sont plus importantes que ceux de (LFRS), et donc on rejette l'hypothèse de la marche aléatoire plus fortement.

Les mêmes résultats sont obtenus avec le test robuste en hétéroscédasticité $Z^*(q)$. De plus, le test VR indique également la présence d'une auto-corrélation positive pour les rendements quotidiens des 2 indices puisque VRq est supérieur à 1.

8.2. Test des autocorrélations (Lujing-Box)

Pour vérifier les résultats obtenus précédemment, nous corroborons notre analyse par le test d'autocorrélation qui met en évidence la corrélation entre les observations actuelles et retardées des rendements boursiers. Ce test traduit une façon intuitive de vérifier la marche aléatoire en testant si les corrélations sérielles sont nulles.

Avec :

Pour tester l'hypothèse nulle que tous les coefficients d'autocorrélations sont simultanément égal à zéro, la statistique Q de Lujing Box (1978) est utilisée dans l'étude, le test statistique est défini par :

$$= T \cdot (T+2)$$

Où (T) est le nombre d'observations et (q) le nombre de retard.

Les résultats présentés dans le tableau 6.6 ci-dessous révèlent qu'une autocorrélation positive existe dans les rendements quotidiens des deux indices à savoir du (LFR) et du (LFRS). La corrélation positive indique l'inefficience dans les rendements. Les rendements futurs peuvent donc être prédits en suivant cette corrélation positive continue dans la série de données. De ce fait, l'hypothèse d'efficience informationnelle faible du marché est à nouveau rejetée. Les résultats du test d'autocorrélation et du test du ratio de la variance sont semblables dans la mesure où les deux tests montrent une autocorrélation positive.

Tableau 6.6 : Résultat du test de Ljung-Box pour les rendements des indices LFR et LFRS

Fonction d'autocorrélation du LFR

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----|-------|--------|--------|-------|
| ***** | ***** | 1 | 0.997 | 0.997 | 2423.7 | 0.000 |
| ***** | | 2 | 0.994 | 0.005 | 4834.4 | 0.000 |
| ***** | | 3 | 0.991 | -0.045 | 7230.9 | 0.000 |
| ***** | | 4 | 0.988 | 0.001 | 9613.2 | 0.000 |
| ***** | | 5 | 0.985 | -0.018 | .11981 | 0.000 |
| ***** | | 6 | 0.981 | -0.008 | .14334 | 0.000 |
| ***** | | 7 | 0.978 | -0.010 | .16672 | 0.000 |
| ***** | | 8 | 0.975 | -0.031 | .18994 | 0.000 |
| ***** | | 9 | 0.971 | -0.001 | .21301 | 0.000 |
| ***** | | 10 | 0.968 | -0.014 | .23592 | 0.000 |
| ***** | | 11 | 0.964 | -0.008 | .25866 | 0.000 |
| ***** | | 12 | 0.960 | -0.010 | .28124 | 0.000 |
| ***** | | 13 | 0.956 | -0.018 | .30365 | 0.000 |
| ***** | | 14 | 0.953 | -0.013 | .32590 | 0.000 |
| ***** | | 15 | 0.949 | 0.020 | .34797 | 0.000 |
| ***** | | 16 | 0.945 | 0.008 | .36989 | 0.000 |
| ***** | | 17 | 0.941 | -0.006 | .39164 | 0.000 |
| ***** | | 18 | 0.938 | -0.013 | .41322 | 0.000 |
| ***** | | 19 | 0.934 | -0.002 | .43464 | 0.000 |
| ***** | | 20 | 0.930 | -0.008 | .45590 | 0.000 |

Fonction d'autocorrélation du LFRS

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----|-------|--------|--------|-------|
| ***** | ***** | 1 | 0.997 | 0.997 | 2422.5 | 0.000 |
| ***** | | 2 | 0.993 | -0.065 | 4827.5 | 0.000 |
| ***** | | 3 | 0.989 | -0.046 | 7213.5 | 0.000 |
| ***** | | 4 | 0.985 | 0.019 | 9581.0 | 0.000 |
| ***** | | 5 | 0.980 | -0.024 | .11929 | 0.000 |
| ***** | | 6 | 0.976 | -0.018 | .14258 | 0.000 |
| ***** | | 7 | 0.972 | -0.003 | .16568 | 0.000 |
| ***** | | 8 | 0.967 | -0.032 | .18856 | 0.000 |
| ***** | | 9 | 0.963 | -0.000 | .21125 | 0.000 |
| ***** | | 10 | 0.958 | -0.010 | .23372 | 0.000 |
| ***** | | 11 | 0.953 | -0.010 | .25598 | 0.000 |
| ***** | | 12 | 0.949 | -0.011 | .27804 | 0.000 |
| ***** | | 13 | 0.944 | -0.003 | .29988 | 0.000 |
| ***** | | 14 | 0.939 | -0.013 | .32150 | 0.000 |
| ***** | | 15 | 0.935 | 0.040 | .34293 | 0.000 |
| ***** | | 16 | 0.930 | -0.004 | .36415 | 0.000 |
| ***** | | 17 | 0.925 | -0.012 | .38518 | 0.000 |
| ***** | | 18 | 0.921 | -0.009 | .40600 | 0.000 |
| ***** | | 19 | 0.916 | -0.002 | .42661 | 0.000 |
| ***** | | 20 | 0.911 | -0.004 | .44702 | 0.000 |

Conclusion

L'objectif de cette étude était de mener une investigation empirique de l'hypothèse de l'efficience des marchés financiers sous sa forme faible pour un indice boursier islamique et son homologue conventionnel dans un contexte des marchés frontières et d'étudier également la possibilité d'existence des opportunités de diversification pour les investisseurs au sein de ce type des marchés. Pour ce faire, on s'est servi des indices boursiers couvrant les marchés frontières et fournis par Standard and Poor's (S&P Frontier BMI et S&P Frontier BMI Shariah). Le choix de ce fournisseur d'indices est justifié par son exclusivité de fournir un indice islamique pour les marchés frontières.

Cependant, l'étude de la diversification a fait appel à l'approche univariée de la cointégration d'Engle et Granger basée sur les tests de stationnarité, et qui nous a dégagée l'inexistence de cointégration et par conséquent l'existence des possibilités de diversification pour les investisseurs dans les marchés frontières à long terme. D'autre part, l'analyse d'efficience qui a été réalisée à l'aide du test de Ljung-Box (Q-statistique) et du ratio de la variance (Variance ratio test) de Lo & Mackinlay 1988 basés sur l'hypothèse de la marche aléatoire nous a ressorti une inefficience pour les deux indices LFRS et LFR (islamique et conventionnel) avec moins d'inefficience pour l'indice islamique.

L'ensemble des résultats affichés dans le contexte des marchés frontières corrobore l'idée selon laquelle ces marchés offrent une opportunité pour les investisseurs qui auront la possibilité de réaliser un gain anormal. En outre, les indices islamiques pourraient être aussi attrayants que les indices conventionnels pour les gestionnaires de portefeuille et les investisseurs internationaux, puisque les deux indices offrent une diversification à long terme et présente du côté de l'indice islamique aux investisseurs souhaitant des opportunités d'investissement et de rendements

avec plus de choix sans compromettre leurs croyances.

Ainsi, la faible inefficience de l'indice boursier islamique qui l'emporte sur celle de l'indice conventionnel suggère l'inspiration du système financier islamique afin de permettre au système financier conventionnel de réformer et de remodeler ses institutions et ses règles, ce qui en effet confirme l'idée de complémentarité entre la finance islamique et conventionnelle et par conséquent contribuer de manière significative à introduire la concurrence à améliorer le système financier conventionnel et à le réglementer plutôt que de le remplacer. D'autre part, les résultats obtenus lors de cette étude, peuvent servir comme motif pour les pays qui tardent encore à introduire la finance islamique dans leur système financier.

Bibliographie

- Alouani, A. (2015). "Finance islamique : évaluation depuis 1970 à nos jours", *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 10 :726-737.
- Chiny, F. et M. Ahmed (2015). Tests De l'Efficiencce Du Marché Financier Marocain. *Global Journal of Management and Business Research*. Vol.15, No.2
- El khamlichi, A. (2010). L'investissement en bourse : les normes de la finance islamique appliquées aux valeurs de la place boursière de paris (CAC 40 et SBF 250). *Etudes en économie islamique*, 4 : 39-63.
- El Khamlichi, A., K. Sarkar , Arouri. M et Teulon, F. (2014). Are islamic Equity Indices more Efficient than their Conventional Counterparts? Evidence from Major Global Index Families. *Journal of Applied Business Research*, 30: 1135-1150.
- Fama. E (1970). Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25: 383-417.
- Fama, E. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49:283-309.
- Girard, E. and Hassan, M.K. (2008). Is there a Cost to Faith-Based Investing:Evidence from FTSE Islamic Indices?. *The Journal of Investing*. Vol.17, No.4: 112-121.
- Gourishankar, S.Hi. (2014). *Indian Stock Market, AnEmpirical Analysis ofInformationalEfficiency*. Springer New Delhi Heidelberg New York Dordrecht London.
- Granger, C.W.J. (1986). Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 :213-228.

- Guyot, A. (2011). Efficiency and dynamics of Islamic investment: Evidence of geopolitical effects on DowJones Islamic market indexes. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47: 24-45.
- Hakim, S. and M. Rashidian (2002). Risk and Return of Islamic stock market indexes. *Communication in the Economic Research Forum Annual Meeting*, 26-28 October, Sharjah UAE.
- Hassan, M. K. (2001). Risk Return and Volatility of Faith-based Investing: the Case of DJIM. Boston, *Proceedings of the Fifth Harvard University Forum on Islamic Finance: Islamic Finance: Dynamics and Development*, Cambridge, Massachusetts. Center for Middle Eastern Studies, Harvard University.
- Hela, M., H. Sayani, et A. Chaibi (2015). The impact of financial crisis on islamic and conventional indices of the gcc countries. *The Journal of Applied Business Research*, 31:357-370.
- Hooi Hooi L, V. Mishra et R. Smyth (2015). Is investing in Islamic stocks profitable? Evidence from the Dow Jones Islamic market indexes. Monash Business School, *Department of economics, Discussion paper*, 33/15.
- Imed, M. et M. Chaffai (2016). Islamic versus conventional stock market Indices synchronization. *African Journal of Business Management*, 10: 270-278
- Jawadi, F., N. Jawadi et A. Idi Cheffou A, (2015). Are Islamic stock markets efficient? A time series Analysis. *Applied Economics*, 47: 1686-1697.
- Kok S., G. Giorgioni et J. Laws (2009). Performance of Shariah-Compliant Indices in Londonand NY Stock Markets and their Potential for Diversification. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 2:398-408.
- Lo, A. W and MacKinlay (1999). *A Non-Random Walk Down Wall Street*. Princeton University Press, Princeton, NJ.

- Md Ejaz. R. et W. Akhter (2015). Performance of Islamic and conventional stock indices: empirical evidence from an emerging economy. *Journal Financial Innovation*, 1:1-15.
- Rehman, S. et Q. Rizwan (2014). Testing weak form efficiency of capital markets: A case of Pakistan. *International Journal of Research Studies in Management*, 3: 65-73.
- Roland. G. et A. Szafarz (2004). L'efficience informationnelle des marchés. Une hypothèse, et au-delà ? *Centre Emile Bernheim Research Institute in Management Sciences, Working Paper*. WP-CEB 04/004.
- Shiller, R. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. *Journal of Economic Perspective*, 17: 83-104.