

Les préceptes de la *Shari'ah* contribuent-ils à l'efficience et à la performance des marchés d'actions ? Une étude comparative des indices Dow Jones Islamic.

Alexis GUYOT

Professeur Assistant de Finance, *PhD*

EUROMED Marseille

Ecole de Management

alexis.guyot@euromed-marseille.com

Résumé

Dans ce papier, nous cherchons à comparer la compétitivité des indices islamiques relativement aux indices conventionnels à la fois en termes d'efficience informationnelle, mais également de rendement et de risque. Un panel de tests est utilisé afin d'étudier le comportement des titres sélectionnés suivant les préceptes de la *Shari'ah* en comparant la famille des indices globaux *Dow Jones Islamic Indexes* avec leurs homologues conventionnels. Les résultats concluent que les indices islamiques présenteraient un degré d'efficience informationnelle plus élevé que les indices conventionnels, avec convergence dans le temps vers l'efficience. D'autre part, les filtres appliqués lors du processus de sélection des titres composant les indices islamiques augmentent le risque pour l'investisseur en raison d'une sous-diversification. Toutefois, la perte de diversification est compensée de manière à ce qu'il obtienne une performance équivalente à celle des indices non restreints. Enfin, l'absence de cointégration entre les indices islamiques et leurs homologues conventionnels met en évidence que les indices islamiques se caractérisent par un couple rendement/risque unique.

Mots clés

Dow Jones Islamic Indexes, *Shari'ah*, performance, efficience informationnelle, cointégration.

Classification JEL

G11: Portfolio Choice ; Investment Decisions

G14: Information and Market Efficiency ; Event Studies

1. Introduction

L'application des principes de la *Shari'ah* aux critères d'investissements financiers n'est pas un phénomène nouveau en soi, les pays musulmans ayant historiquement érigés un système financier libre d'intérêt jusqu'à ces derniers siècles (Elfakhani et Hassan, 2005). En revanche, l'engouement pour les produits financiers en accord avec la loi islamique est plus récent et surtout en plein essor. Selon un rapport du Sénat (Arthuis, 2007, 2008), et bien que les données sur le sujet restent partielles, les estimations pour les investissements financiers *halal* représentent jusqu'à 700 milliards de dollars, tandis que l'estimation la plus optimiste du stock d'obligations islamiques (*sukuks*) est de 97 milliards de dollars (plus de 1,5% des émissions obligataires mondiales).

Dans ce contexte, l'intérêt grandissant et la volonté de développer une éthique financière islamique peuvent poser la question de la relation unissant le respect de ces valeurs éthiques islamiques et le degré d'efficacité informationnelle des marchés mais également de performance de tels fonds. L'objet de notre recherche est de mesurer si l'adoption de critères islamiques permet de converger vers l'efficacité informationnelle des marchés ainsi que l'impact de l'intégration des valeurs de la *Shari'ah* dans la composition et la performance des portefeuilles des investisseurs. Notre échantillon d'analyse porte spécifiquement sur l'émergence de la famille des *Dow Jones Islamic Indexes* en réponse à la demande d'allocation de fonds des investisseurs ayant une conscience islamique. L'analyse des indices plutôt que des fonds islamiques possède l'avantage que les résultats ne soient pas biaisés par les coûts de transaction et/ou la qualité spécifique d'un fond de gestion par rapport à un autre (Sauer, 1997).

Les objectifs de l'étude sont multiples : la comparaison des caractéristiques d'efficacité informationnelle des indices islamiques relativement aux indices conventionnels (a), l'analyse de l'influence des critères de sélection de la *Shari'ah* sur la performance des indices islamiques et la détermination de leur compétitivité en termes de rendement/risque relativement aux indices classiques (b) et enfin dans quelle mesure les évolutions des séries de prix des indices islamiques et conventionnels sont elles liées dans le temps entre elles mais également avec l'évolution du taux sans risque (c) ?

Notre papier est construit de la manière suivante. Nous présentons brièvement en section 2 les principes fondamentaux ainsi que la méthodologie de l'investissement islamique et opérons une revue de littérature des travaux empiriques sur lien entre critères islamiques et performance des fonds, mais également par analogie sur l'étude des critères sociaux et éthiques sur la performance des titres. La section 3 décrit l'échantillon d'analyse ainsi que la base de données afférente. Les variables et tests économétriques utilisés sont détaillés dans la section 4. La section 5 présente les résultats et commentaires de notre étude. Nous concluons sur la pertinence et l'influence des critères islamiques dans l'allocation de portefeuille des investisseurs en section 6.

2. Positionnement de la problématique

a. Principes fondamentaux de l'investissement islamique

L'investissement islamique se fonde à la fois sur des critères exclusifs et des recommandations méthodologiques. Les principes de la *Shari'ah* encouragent le partage des pertes et des profits et interdit l'usure ou l'intérêt (*riba*), la spéculation (*maysir*) ou

l'incertitude sur l'existence ou les caractéristiques d'un actif (*gharar*¹). Toutefois, l'investissement en actions est permis sous la double condition que la part des revenus de la société sous forme d'intérêt ou provenant d'activités non acceptables n'excède pas un certain seuil de tolérance (Elfakhani et Hassan, 2005) et que ces profits 'impurs' soient purifiés par des dons charitables de montants équivalents de la part du fonds d'investissement (à ne pas confondre avec la *zakah* de la responsabilité de l'investisseur informé par le fond de sa méthode de calcul).

Pour les fonds islamiques, ces préceptes sont soumis à la supervision d'un comité de conformité dont la fonction est d'assumer le rôle d'avocat des parties prenantes et notamment des investisseurs dans l'offre de services d'investissement *halal* (DeLorenzo, 2002). Selon l'auteur, les responsabilités principales lui incombant sont : i) la purification du portefeuille de titres du fonds, tant sur le plan financier que sur le plan moral en s'engageant de manière active avec les sociétés détenues en participation, ii) la sélection des titres en accord avec les principes de la *Shari'ah*, mais également iii) la surveillance des sociétés et de leurs dirigeants, iv) la garantie de transparence sur l'information financière ainsi que les commissions à la charge des investisseurs, iv) le maintien des compétences nécessaires au bon suivi des investissements, v) l'ouverture aux innovations financières, vi) le *reporting* régulier ainsi que vii) l'aide au calcul de la *zakah*.

L'objectif affiché des fonds islamiques est ainsi de proposer des services d'investissement financiers identiques aux fonds classiques tout en garantissant des supports en accord avec les préceptes de la loi islamique, de la même manière que les fonds à caractère social ou éthique peuvent le faire à l'aune de valeurs morales similaires. La question est de savoir si la réalisation de principes religieux et moraux n'impose pas aux investisseurs un sacrifice en termes d'efficacité et/ou de niveaux de performance et de risque.

b. Revue de littérature

Plusieurs courants de pensée apportent un éclairage différent et supportent la thèse de l'influence positive des critères islamiques de sélection, d'une perte d'efficacité et de piètre performance, d'accroissement du risque ou de neutralité.

Selon Obaidullah, 2001, sur un marché islamique, par définition les valeurs éthiques prédominent les caractéristiques d'efficacité, entraînant ainsi des coûts d'inefficacité. L'auteur argue toutefois que l'arbitrage porte plus entre différentes approches des normes éthiques islamiques et que les conditions d'efficacité d'un marché peuvent s'inscrire dans les lois de la *Shari'ah*. Hassan, 2002 confirme pour le *Dow Jones Islamic Index* sur la période 1996-2000.

Cependant, de nombreuses études portant sur l'investissement socialement responsable arguent du fait que l'application de filtres sociaux ou éthiques dans l'allocation d'un portefeuille affecte sa diversification et sa performance. Rudd, 1981 suppose que toute contrainte imposée sur un portefeuille de titres entraîne l'introduction de biais d'influence négative sur sa performance. De même, Grossman and Sharpe, 1986 ou encore Hall, 1986 supportent l'argument selon lequel toute contrainte de sélection ne peut que diminuer, au mieux laisser inchangée, l'utilité espérée de la décision d'investissement. Cependant, Diltz, 1995 démontre que l'application de critères éthiques ou moraux sur 28 portefeuilles virtuels de titres n'a pas d'impact significatif sur leur performance.

L'étude de Elfakhani et *al.*, 2005 conclut à l'absence de différence significative de comportement des fonds islamiques qui exhibent alternativement une sur ou sous-

¹ Dans ce cadre, les instruments dérivés sont prohibés.

performance relativement à leur indice de référence. L'analyse de Girard et Hassan, 2005, sur la famille d'indices *Dow Jones Islamic* sur données mensuelles concluent aux mêmes résultats. Globalement, indices islamiques et classiques bénéficient d'une rémunération du risque et d'un niveau de diversification identiques. De même, Hussein and Omran, 2005 ne peuvent rejeter l'hypothèse de rendement anormal nul pour le *Dow Jones Islamic Index*. En revanche, Atta, 2002, trouve pour la période 1996-1999 qu'il surperforme l'indice de marché. Hussein, 2005 montre sur la période 1996-2003 l'influence des critères de sélection sur la taille et le secteur des entreprises dans l'existence de rendements anormaux positifs pour les indices islamiques ; en revanche, ces derniers sont moins performants en situation baissière que leurs contreparties classiques.

Hakim et Rashidian, 2004b mettent en évidence que le *Dow Jones Islamic Index* surperforme l'indice de marché non contraint qu'est le *Dow Jones World Index* mais que sa performance est moindre que celle du *Dow Jones Sustainability World Index*. Hashim, 2008 montre exactement l'inverse en comparant le *FTSE Global Islamic Index* avec le *FTSE4Good Index* et le *FTSE All-World* : l'indice islamique surperforme l'indice *FTSE4Good* mais que sa performance est comparable à celle de l'indice *FTSE All-World*.

Enfin, Hakim and Rashidian, 2004a étudient la relation entre le *Dow Jones Islamic Index*, le Wilshire 5000 Index et le taux d'intérêt US 3 mois sur la période 1999-2002. Les auteurs concluent à l'absence de corrélation entre l'indice islamique et les deux autres séries de prix, et donc au fait que l'indice islamique se caractérise par un couple rendement/risque unique. De même, Mohd. Yusof et Abd. Majid, 2007 montrent que le taux d'intérêt affecte la volatilité du marché actions en Malaisie, mais non le marché islamique, et qu'il n'existe pas de prime de risque différente pour les deux marchés (Mohd. Yusof et Abd. Majid, 2007).

En synthèse, et comme le soulignent Elfakhani et al., 2005, bien que les résultats des tests des fonds éthiques ne soient pas concluants, il n'apparaît pas de pénalité significative à investir dans les fonds éthiques.

3. Description de l'échantillon

La famille des *Dow Jones Islamic Market Indexes (DJIM)*, introduits pour la plupart dès 1999 comme référents des actions de sociétés en accord avec les préceptes islamiques. Les titres des sociétés sont ainsi sélectionnés par une double méthode d'exclusion sectorielle et de *screening* de ratios financiers sous la supervision d'un conseil de conformité indépendant.

L'exclusion concerne les sociétés opérant dans les secteurs d'activité considérés comme incompatibles avec les lois de la *Shari'ah* : les produits relatifs à l'alcool, au porc, les services financiers conventionnels (banque et assurance), les services de divertissement (les jeux de casinos, l'hôtellerie, le cinéma, la pornographie ou encore la musique), de même que le tabac ou les sociétés d'armement bien que non explicitement interdits par la loi islamique.

Un triple filtre est alors appliqué afin d'écarter les sociétés restantes disposant de ratios financiers inacceptables du point de vue notamment de l'interdiction de la *riba* (l'usure) : une dette totale ainsi que des liquidités (et tout titre portant intérêt) ou encore des créances clients représentant plus de 33% de la capitalisation boursière de la société sur une année glissante.

L'ensemble des indices est calculé sur base de la capitalisation boursière au flottant des sociétés, avec révision trimestrielle des critères de sélection, voire *ad hoc* en cas d'opérations de restructuration ou de faillite.

La famille *DJIM* compte désormais plus de 70 indices, répartis par zone géographique, taille d'entreprises, secteurs d'activités ou encore spécialisés sur le marché obligataire ou sur des normes environnementales.

Notre échantillon d'analyse porte spécifiquement sur les indices globaux à savoir : le *DJIM Index*, ainsi que ses homologues géographiques, le *DJIM Asia/Pacific Index*, le *DJIM Canada*

Index, le *DJIM World Developed Index*, le *DJIM World Developed ex US Index*, le *DJIM Emerging Markets Index*, le *DJIM Europe Index*, le *DJIM Japan Index*, le *DJIM UK Index*, le *DJIM US Index*. Le tableau 1 présente la correspondance des indices islamiques avec les indices conventionnels ainsi que les codes utilisés pour la présentation des résultats.

Bien que l'historique de certains indices remonte au 31 décembre 1995, la majorité a été intégrée à partir de 1998. Les prix de clôture quotidiens sont issus de la base *reuters* pour la période 1999-2007, ainsi que les données sur les indices correspondant ne faisant pas appel à d'explicités critères de sélection islamiques (tableau 1), soit 44760 données au total².

[Insérer le Tableau 1]

L'étude des séries d'analyse porte de manière usuelle sur les logarithmes des indices de prix.

4. Méthodologie

Les tests sont présentés en fonction des trois objectifs principaux de notre étude : l'influence des préceptes de la *Shari'ah* sur l'efficience informationnelle des indices (a), l'analyse comparative du ratio rendement/risque des indices islamiques et conventionnels (b), ainsi que de l'évolution des séries de prix des indices (c).

a. Les tests d'efficience

Nous procédons comme étape liminaire à l'analyse des propriétés stochastiques des séries, et plus particulièrement à la détermination de l'ordre d'intégration des séries. Autrement dit, il convient de déterminer si la série est stationnaire en niveau ou en différence par un test de racine unitaire.

Une série temporelle peut posséder 2 composantes : une composante déterministe et une composante stochastique :

$$x_t = \mu + \varphi t + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec μ une constante, φ une tendance temporelle et ε_t un bruit blanc.

Une série est dite stationnaire I(0) lorsqu'elle ne possède pas de racine unitaire $\theta < 1$: elle suit un processus de bruit blanc³ (ε_t). Les implications principales nous concernant étant dans le cas d'une série I(0) que le processus montre une tendance de retour vers la moyenne, qu'il possède une variance finie invariante et que les effets de toute nouvelle information sont temporaires.

Une série I(d) est intégrée d'ordre d si elle nécessite d'être différenciée d fois pour être stationnaire. Dans la pratique, les séries de cours des titres sont usuellement intégrées d'ordre 1 et possèdent une racine unitaire $\theta = 1$, respectant ainsi l'hypothèse d'efficience de forme faible des marchés. Autrement dit, une série I(1) suit un processus de marche aléatoire.

Différents tests sont présents dans la littérature afin de vérifier la présence de racine unitaire, parmi lesquels les tests DF (Dickey et Fuller, 1979), ADF (Augmented Dickey et Fuller), le

² L'analyse individuelle des indices islamiques porte sur la période 1999-2007, à l'exclusion de l'analyse comparative concernant le *DJIM Developed Index* et *DJIM Index US* en raison d'un manque de données pour les indices conventionnels. Un filtre est appliqué afin d'éliminer toute valeur aberrante dans les données (en raison notamment d'erreurs de saisie au sein de la base reuters).

³ L'hypothèse de bruit blanc peut être levée.

test PP (Phillips et Perron, 1988) ou encore le test KPSS (Kwiatkowski et al., 1992). Pour les trois premiers tests, l'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire (non stationnarité), tandis que pour le test KPSS il s'agit de l'absence de racine unitaire (stationnarité).

Les tests PP et KPSS sont effectués sur les logarithmes des séries de prix, en incluant une constante et un terme de tendance. Soulignons toutefois que ces tests sont peu puissants et bien que les tests de Dickey et Fuller tiennent une place importante dans la littérature, leur mise en œuvre pratique peut être problématique, notamment pour les séries présentant une tendance.

Une autre façon de valider l'hypothèse d'efficience informationnelle a été proposée par Lo et MacKinlay, 1989 introduisant les tests de ratio de variance. Si (1) suit une marche aléatoire ($\theta=1$) alors :

$$Var(x_t) = \frac{1}{k} Var(x_t - x_{t-k}) \quad (2)$$

Autrement dit, le ratio de variance doit être proche de 1. Une multitude de tests de ratio de variances ont fait suite à l'analyse de Lo et MacKinlay, 1989. Nous considérons ici le test multiple non paramétrique sur les rangs de Wright, 2000, l'auteur ayant démontré la robustesse de cette version, notamment en présence de corrélation sérielle des données. Suivant Belaire-Franch et Contreras, 2004 et Lagoarde-Segot, 2008, nous calculons les statistiques R1 et R2 proposées par Wright, 2000 pour plusieurs périodes n considérées, en ne retenant que les statistiques extrêmes, telles que :

Soit T données d'une série de rendements $\{x_t, \dots, x_T\}$, la fonction objectif est : $\max(R_{j,k})$, $j=1,2; \forall k > 0$, avec :

$$R_{1,k} = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{1,t} + \dots + r_{1,t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1,t}^2} - 1 \right) \cdot \phi_k^{-1/2} \quad \text{et} \quad R_{2,k} = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{2,t} + \dots + r_{2,t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2,t}^2} - 1 \right) \cdot \phi_k^{-1/2} \quad (3)$$

$$r_{1,t} = \frac{r(x_t) - \frac{T+1}{2}}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}} \quad \text{et} \quad r_{2,t} = \phi^{-1} \left(\frac{r(x_t)}{T+1} \right) \quad (4)$$

$\phi_k = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}$, $r_{x,t}$ est le rang de l'observation x_t parmi x_1, \dots, x_T et Φ^{-1} la fonction

inverse de la distribution cumulée de la loi normale standard.

Sous l'hypothèse de marche au hasard, les $r_{x,t}$ sont des permutations particulières des rangs 1 à T avec équiprobabilité de réalisation. Il est alors possible d'estimer la distribution des $R_{j,k}$ par *bootstrap* sur 1000 permutations afin de réaliser un test de significativité bilatérale.

b. Les mesures de performance et du risque

Nous considérons comme mesure du rendement brut des indices, la différence première des logarithmes de prix, annualisée sur la période boursière ($r_{i,t} = \ln(\text{prix}_t/\text{prix}_{t-1})$), le risque de prix étant mesuré par la volatilité quotidienne des rendements également annualisée ($\sigma_{i,t}$).

$$eSDAR_{i,t} = r_{f,t} + \left(\frac{r_{i,t} - r_{f,t}}{\sigma_{i,t}} \right) \sigma_{m,t} - r_{m,t} \quad (10)$$

Nous procédons enfin à une étude de la significativité des écarts de performance des indices islamiques à l'aide d'un test de Student sous la double condition de normalité des séries (validée par le test de Shapiro-Wilk) et d'homogénéité des variances (validée par un test F paramétrique). Dans la négative, le test non paramétrique sur les rangs de Mann-Whitney-Wilcoxon ainsi que le test d'Ansari-Bradley sont appliqués.

c. La mesure de la cointégration des indices

Afin de déterminer le lien potentiel entre l'évolution des indices islamiques et leurs homologues conventionnels, nous procédons à un test de cointégration. En effet, en présence de séries non stationnaires, les tests de régression conduisent à des résultats erronés (Nelson et Plosser, 1982). Deux séries de prix x_t et y_t sont cointégrées sous la double condition qu'elles ne soient pas stationnaires prises individuellement, mais que leur combinaison linéaire l'est. Il suffit alors de tester la présence de racine unitaire de la série combinée :

$$z_t = x_t - a - by_t \quad (11)$$

Avec z_t , les résidus de la combinaison linéaire $x_t = a + by_t + z_t$.

Nous préférons l'utilisation du test de cointégration de Phillips et Ouliaris, plus puissant notamment que le test ADF dans le cas d'échantillons importants (Phillips et Ouliaris, 1990).

L'ensemble des calculs présentés sont effectués sur la période d'analyse totale mais également de manière récursive annuelle afin de discerner d'éventuelles tendances de convergence ou non des indices dans le temps (en termes d'efficience, de performance ou encore de liaison)

5. Les résultats

a. L'efficience des indices islamiques relativement aux indices conventionnels

Selon les tests de racine unitaire de Phillips et Perron, 1988 ou encore de Kwiatkowski et *al.*, 1992 (tableaux 2 et 3), l'hypothèse de stationnarité en niveau est clairement rejetée, tant les indices islamiques que conventionnels pouvant être présentés comme intégrés en différence première, *i.e.* $x_t \sim I(1)$. Seuls quelques doutes subsistent pour certains tests KPSS en contradiction avec les tests PP afférents, le premier ne pouvant rejeter la stationnarité tandis que le second rejetant l'hypothèse de non stationnarité.

Dans l'ensemble, les séries de prix des indices islamiques et conventionnels suivent un processus non stationnaire. L'interprétation usuelle en est que les mouvements des indices dans le temps sont aléatoires et non prévisibles (Hakim et Rashidian, 2004a).

[Insérer le Tableau 2]

[Insérer le Tableau 3]

Toutefois, comme le soulignent les résultats du test de ratio de variances de Wright, 2000 (tableaux 4 et 5), l'hypothèse de marche aléatoire n'est pas robuste sur longue période pour la quasi-totalité des indices à l'exception du *DJI Canada* pour la statistique R1 et du *DJIM*

Japan pour la statistique R2. Inversement, sur un horizon court terme, les résultats soulignent deux tendances dans le temps : d'une part, les indices convergent vers l'efficience informationnelle sur la période 2000-2006 pour la statistique R1 et 2000-2005 pour la statistique R2 ; d'autre part, à partir de l'année 2002, les indices islamiques présentent un degré d'efficience supérieur aux indices conventionnels si l'on adopte un pont de vue global (la proportion de rejet de l'hypothèse d'un ratio de variances proche de 1 est plus faible pour les indices islamiques que pour les indices conventionnels).

Sous l'hypothèse que la valeur des statistiques R1 et R2 peut permettre d'inférer un ordre d'efficience informationnelle entre indices, on en déduit que les indices les moins efficaces semblent être ceux des pays émergents (*DJIM* et *DJ World Emerging Markets*) ainsi que les indices globaux *DJ Islamic Market* et *DJ World Index*. Inversement, les plus efficaces semblent être les indices Asia/Pacifique et Canada.

[Insérer le Tableau 4]

[Insérer le Tableau 5]

En synthèse, les résultats du test de ratio de variance aboutissent à l'infirmerie tout au moins en partie de l'hypothèse d'efficience informationnelle des indices ; il n'est toutefois pas possible de rejeter l'hypothèse nulle de degrés d'efficience différents entre les indices islamiques et leurs homologues conventionnels.

b. La performance des indices islamiques relativement aux indices conventionnels

Le premier point de comparaison correspond à la rentabilité brute annualisée des indices (tableau 6). Sur l'ensemble de la période, l'écart de performance des indices islamiques relativement aux indices conventionnels semble profitable aux premiers puisque 6 d'entre eux (sur 10) présentent une rentabilité globale légèrement supérieure. Cette supériorité est toutefois infirmée d'une part par l'absence de surperformance systématique pour l'ensemble des années et des indices, et d'autre part par l'impossibilité quasi absolue (à l'exception de l'année 2007 pour la paire d'indices Canada au seuil de 10%) de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité de performance. Autrement dit, la différence de rentabilité entre les indices deux à deux n'est absolument pas significative, ce qui conforte les résultats de Elfakhani et *al.*, 2005, de Girard et Hassan, 2005 ou encore Hussein and Omran, 2005.

[Insérer le Tableau 6]

En revanche, l'étude de la volatilité comparée des indices est riche d'enseignement (tableau 7). Sur l'ensemble de la période, la volatilité des indices islamiques est systématiquement plus forte que celle des indices conventionnels. Ce résultat est robuste puisqu'il est statistiquement significatif aux seuils de 1% pour 8 paires d'indices, au seuil de 5% pour les indices de marchés des pays développés, seuls les indices US présentant un écart positif non significatif. De plus, bien que non forcément significatif, l'écart de volatilité entre indices islamiques et conventionnels est positif dans 81 cas sur 93 positif (un seul cas d'écart négatif est significatif au seuil de 10%). Autrement dit, les indices islamiques présentent un degré de risque total (mesuré par la variance annualisée des rendements) globalement plus important que les indices conventionnels, l'exemple le plus frappant étant l'indice *DJIM Canada* pour lequel la comparaison est toujours significative. Les indices US font toutefois figure d'exception, car

bien que la volatilité de l'indice *DJIM US* soit globalement supérieure à celle du *Dow Jones US*, la différence n'est jamais significative.

[Insérer le Tableau 7]

Au vu de ces résultats, on peut donc s'interroger sur d'éventuelles différences de rendement ajusté du risque entre les indices. Les tableaux 8, 9 et 10 présentent les résultats sur la mesure de Sharpe ainsi que ses variantes. Les indicateurs de performance sont calculées sur la période, par année mais également en périodicité trimestrielle afin d'effectuer un test de significativité de comparaison entre paires d'indices (seule la *p-value* obtenue est indiquée par convenance). La thèse d'absence de différence de performance est confortée quelle que soit la mesure utilisée. Étonnamment, l'analyse de l'eSDAR conclut à ce que la plus grande volatilité des indices islamiques ne se traduit pas par une augmentation significative de leur performance relativement aux indices conventionnels, et qu'il n'existe pas de prime de risque globale différente (Mohd. Yusof et Abd. Majid, 2007) Enfin, il ressort que les indices Emerging Markets présentent les plus grands niveaux de performance relativement aux autres indices.

[Insérer le Tableau 8]

[Insérer le Tableau 9]

[Insérer le Tableau 10]

Un autre point de comparaison correspond aux mesures de l'alpha de Jensen, du beta et de la variance résiduelle de la performance des indices (tableaux 11 et 12). Une fois de plus, les résultats ne permettent pas de conclure sur une surperformance d'une classe d'indices. Sur la période, les indices *Emerging Markets* présentent de même la meilleure performance. Comme on pouvait s'y attendre, les indices sont caractérisés par des niveaux de risque systématique proches de 1 en moyenne, avec une fenêtre allant de 0,03 (pour une variance résiduelle toutefois de 94,53%) à 1,65. Les meilleurs indices en terme de performance mesurée par l'alpha de Jensen sont les indices *Emerging Markets* et *Canada*, sans qu'ils présentent de hauts niveaux de risque systématique, notamment pour la première famille d'indices. L'étude de la variance résiduelle met en avant la prédominance de facteurs spécifiques de risque pour les indices *Asia/Pacific*, *Emerging Markets* ou encore *Japan*, tandis que les indices *Developed Markets*, *US* et *Europe* ont un lien plus marqué avec le World Index. Cependant, il n'est pas possible de conclure que les rendements des indices islamiques soient plus soumis à l'influence de facteurs spécifiques que les indices classiques (Rudd, 1981).

[Insérer le Tableau 11]

[Insérer le Tableau 12]

Enfin, la décomposition de l'alpha de Jensen de Fama, 1972 souligne une caractéristique particulière des indices islamiques sur longue période (tableau 13) : la composante diversification est plus importante que celle des indices conventionnels. Autrement dit, contrairement aux résultats de Girard et Hassan, 2005 qui concluent que les indices islamiques bénéficient d'une rémunération du risque et d'un niveau de diversification identiques aux indices traditionnels (sur la période 1996-2005, et sur données mensuelles),

nous mettons en évidence l'existence d'un rendement additionnel plus important en raison d'une perte de diversification supplémentaire.

[Insérer le Tableau 13]

c. Le lien entre indices et l'influence du taux *Tbill 3 months*

Nous nous intéressons en dernier lieu au lien dans le temps entre indices de même zone géographique. Comme le soulignent Hakim et Rashidian, 2004a, l'approche traditionnelle pour analyser cette relation est d'utiliser la méthode de régression linéaire afin de mesurer la corrélation des rendements entre les séries de prix des indices. Dans ce cadre, la condition nécessaire est de disposer de séries stationnaires en niveau. L'analyse des propriétés stochastiques des séries de prix ayant mis en exergue une intégration d'ordre 1, $X \sim I(1)$, nous adoptons l'approche par cointégration des paires d'indices. De plus, nous nous intéressons au lien de chaque classe d'indices avec l'évolution du taux d'intérêt du *Tbill 3 months*. En effet, dans la mesure où les indices islamiques sont soumis à un filtre spécifique fonction de critères liés au précepte de prohibition de la *riba*, on peut supposer un lien moins significatif voire nul entre les séries de prix des indices islamiques et le taux US, relativement aux indices conventionnels.

Nous procédons au test de Phillips et Ouliaris, 1990 pour les séries suivantes : *i.*-{*Dow Jones Islamic Market_i*, *Dow Jones Index_i*}, *ii.*-{*Dow Jones Islamic Market_i*, *US Tbill*} et *iii.*-{*Dow Jones Index_i*, *US Tbill*}. L'hypothèse nulle du test est la non intégration. Les tableaux 14 et 15 présentent les résultats des tests du modèle *i.* avec et sans l'intégration d'une constante. Le tableau 16 présente les résultats des tests des modèles *ii.* et *iii.* avec constante uniquement (les tests sans constante démontrent une absence totale de cointégration significative entre les indices et le taux du trésor américain et ne sont pas reportés ici).

Sur longue période, seuls les indices *Canada* montrent une cointégration significative au seuil de 5% (sans constante). L'ensemble des autres indices ne semblent pas être liés sur cet horizon. En revanche, les indices islamiques et conventionnels peuvent évoluer de manière conjointe sur le court terme. C'est le cas notamment des indices *Canada* entre 2001-2002 et 2003-2004, ainsi que des indices *Europe* pour les années 2000, 2001 et 2004. En dehors de ces cas, les indices sont rarement cointégrés deux à deux, sans qu'il ne soit possible de supposer une quelconque convergence dans le temps. Les indices présentant les évolutions les plus divergentes sont les indices *US*, *Asia/Pacific*, *Developed Markets* (à relativiser du fait du nombre restreint de données) ainsi que l'indice islamique global. Dans l'ensemble, et à l'exception de la paire d'indices *Canada*, on ne peut inférer de lien significatif entre les évolutions des indices islamiques et leurs homologues autre que sur périodes court terme.

Enfin, l'analyse de la cointégration entre les indices et le *Tbill 3 months* (tableau 16) fait état de l'absence de lien significatif pour l'ensemble des indices sur longue période. Sur période annuelle, l'année 1999 est singulière : 10 indices sur 18, dont 8 islamiques présentent un fort degré de cointégration avec le *Tbill*, bien que les filtres islamiques supposent une influence moindre du taux d'intérêt. En dehors de cette année particulière, le taux *US* ne semble pas avoir d'impact significatif sur l'évolution des indices, islamiques ou non. La raison pourrait être que les indices soient plus sensibles aux taux d'intérêts de la même zone géographique, mais l'absence d'influence sur l'indice *US* en réduit la portée explicative.

En synthèse, bien que les séries de prix des indices puissent être temporairement liées, l'absence de cointégration globale pour la quasi-totalité des indices suppose l'influence duale de variables exogènes sur les indices islamiques et conventionnels. Hakim et Rashidian, 2004a mettent en avant le niveau de revenu personnel des investisseurs : les investisseurs à haut revenu souhaitant intégrant les préceptes islamiques dans leurs critères de sélection font

pression sur la demande de titres en accord avec les principes de la *Shari'ah*, tandis que la demande de titres en général est influencée par l'ensemble des investisseurs.

[Insérer le Tableau 14]

[Insérer le Tableau 15]

[Insérer le Tableau 16]

6. Conclusion

Un panel de tests a été utilisé afin d'étudier le comportement des titres sélectionnés suivant les préceptes de la *Shari'ah* en comparant la famille des indices globaux *Dow Jones Islamic Indexes* avec leurs homologues conventionnels. Les résultats apportent plusieurs conclusions intéressantes.

L'hypothèse selon laquelle les indices islamiques présenteraient un degré d'efficience informationnelle moindre que les indices conventionnels est infirmée par le test de ratio de variances de Wright, 2000 sur période annuelle. Au contraire, les critères de sélection islamiques ont une influence positive, les indices montrant de plus en plus une convergence dans le temps vers l'efficience.

Sur la période d'étude, les indices islamiques semblent présenter un degré de risque total (mesuré par la variance annualisée des rendements) globalement plus important que les indices conventionnels. Ce constat semble paradoxal sur au moins deux plans. D'une part, les filtres appliqués lors du processus de sélection des titres composant les indices islamiques devraient exclure une partie des entreprises les plus risquées puisque présentant des ratios d'intérêts élevés. D'autre part, l'utilisation de mesures classiques de rendement ne permet pas de conclure à une différence significative de performance entre indices islamiques et conventionnels. De fait, les indices islamiques bénéficient d'un rendement additionnel lié à un risque de sous-diversification plus important que les indices conventionnels. Selon notre point de vue, l'absence de cointégration entre indices islamiques et conventionnels renforce tout autant l'hypothèse de dissimilitude de diversification que celle de l'influence du type d'investisseurs sur la demande de titres islamiques.

Enfin, en dehors de toute considération religieuse, les indices *DJIM* et *DJ Emerging Markets* présentent des caractéristiques particulières : une moindre efficience informationnelle mais une surperformance relativement aux autres indices.

En conclusion, l'investisseur souhaitant conformer ses choix d'investissement avec les normes islamiques ne se voit pas bénéficier d'avantage autre que la réalisation de ses préceptes religieux ni supporter en contrepartie de coût prohibitif : la perte de diversification est compensée de manière à ce qu'il obtienne une performance équivalente à celle des indices non restreints.

7. Bibliographie

Arthuis J., 2008, « La finance islamique », Tables rondes de la commission des finances du Sénat.

Arthuis J., 2007, « Le nouvel âge d'or des fonds souverains au Moyen Orient », direction du rapport n°33 au Sénat, 61 pages, <http://www.senat.fr/rap/r07-033/r07-0331.pdf>

Atta, 2002, « Ethical rewards », <http://www.failaka.com> [accessed August 2002]

Belaire-Franch J., Contreras D., 2004, « Ranks and signs based multiples variance ratio tests », *Working Paper*, Department of Economics, University of Valencia.

- DeLorenzo Y.T., 2002, « Shari'ah Supervision of Islamic Mutual Funds », <http://www.azzadfund.com> [accessed on July 2002]
- Dickey D., Fuller W., 1979, « Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pages 427-431.
- Diltz J. D., 1995, « The private cost of socially responsible investing », *Applied Financial Economics*, vol. 5, pages 69-77.
- Elfakhani S., Hassan M. K., Sidani Y., 2005, « Comparative Performance of Islamic Versus Secular Mutual Funds », Paper presented at the 12th Economic Research Forum Conference in Cairo, Egypt, on December 19-21.
- Fama E.F., 1972, « Components of Investment Performance », *Journal of Finance*, vol. 27, n° 3, pages 551-567.
- Girard E., Hassan K., 2005, « Faith-Based Ethical Investing: The Case of Dow Jones Islamic Indexes » FMA Papers, 39 pages.
- Grossman B. R., Sharpe W. F., 1986, « Financial implications of South African divestment », *Financial Analysts Journal*, vol. 42, pages 15-29.
- Hakim S., Rashidian M., 2004a, « Risk and Return of Islamic Stock Market Indexes », Paper presented at the International Seminar of Non-bank Financial Institutions: Islamic Alternatives, Kuala Lumpur, Malaysia.
- Hakim S., Rashidian M., 2004b, « How Costly is Investor's Compliance to Sharia? », Paper presented at the 11th Economic Research Forum Annual Conference in Sharjah, U.A.E. on December 14-16, Beirut, Lebanon.
- Hall J. P., 1986, « Ethics in investment: Divestment », *Financial Analysts Journal*, vol. 42, pages 7-10.
- Hashim N., 2008, « The FTSE Global Islamic and the Risk Dilemma », *AIUB Business and Economics Working Paper Series*, n° 2008-08, 21 pages.
- Hassan M. K., 2002, « Risk, Return and Volatility of Faith-Based Investing: The Case of Dow Jones Islamic Index », paper in *Proceedings of 5th Harvard University Forum on Islamic Finance*, Harvard University.
- Hussein K., 2005, « Islamic investment: evidence from Dow Jones and FTSE indices », *Proceedings of the 6th international conference on Islamic banking and finance*, Jakarta: Indonesia.
- Hussein K., Omran M., 2005 « Ethical investment revisited: evidence from Dow Jones Islamic indexes », *Journal of Investing*, vol. 14, n° 3, pages 105-119.
- Jensen M.C., 1969, « Risk, The Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios », *Journal of Business*, vol. 42, n° 2, pages 167-247.
- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y., 1992, « Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root », *Journal of Econometrics*, vol. 54, pages 159-178.
- Lagoarde-Segot T., 2008, « Institutions and microstructures in emerging markets », *Working Paper Series*, Euromed Marseille Ecole de Management, 28 pages
- Lo A.W., MacKinlay A.C., 1989, « Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test », *The Review of Financial Studies*, vol. 1, pages 41-66.
- Modigliani F., Modigliani L., 1997, « Risk-Adjusted Performance », *Journal of Portfolio Management*, Winter, vol. 23, n°2, pages 45-54.
- Mohd. Yusof R., Abd. Majid M.S., 2006, « Policy and Persistence of Stock Returns Volatility: Conventional versus Islamic Stock Market », *Journal of International Business and Entrepreneurship*, vol. 12, n° 1, pages 49-68.

- Mohd. Yusof R., Abd. Majid M.S., 2007, « Stock Market Volatility Transmission in Malaysia: Islamic Versus Conventional Stock Market », *J.KAU: Islamic Economics*, vol. 20, n° 2, pages 17-35.
- Nelson C. R., Plosser C. I., 1982, « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pages 139-162.
- Obaidullah M., 2001, « Ethics and Efficiency in Islamic Stock Markets », *International Journal of Islamic Financial Services*, vol. 3, n° 2.
- Phillips P., Ouliaris S., 1990, « Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration », *Econometric Society*, January, vol. 58, n°1, pages 165-193.
- Phillips P., Perron P., 1988, « Testing for a unit root in time series regression », *Biometrika*, vol. 75, pages 335-346.
- Rudd A., 1981, « Social responsibility and portfolio performance », *California Management Review*, vol. 23, pages 55-61.
- Sauer D.A., 1997, « The impact of social-responsibility screens on investment performance: Evidence from the Domini 400 Social Index and Domini Equity Mutual Fund », *Review of Financial Economics*, vol. 6, pages 137-149.
- Sharpe W. F., 1994, «The Sharpe ratio », *Journal of Portfolio Management*, vol. 21, pages 49-59.
- Statman M., 2000, « Socially Responsible Mutual Funds », *Financial Analysts Journal*, May/June, vol. 56, n°3, pages 30-39.
- Wright J.H., 2000, « Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 18, pages 1-9.

8. Annexes

Tableau 1 – Présentation de l'échantillon, codes et correspondance des indices

Echantillon et correspondance des indices					
Indice islamique			Indice conventionnel		
Désignation	RIC	Données	Désignation	RIC	Données
DJ ISLAMIC Market Asia/Pacific Index	.DJIAP	2342	DJ Market Asia/Pacific Index	.P1DOW	2326
DJ ISLAMIC Market Canada Index	.DJICA	2341	DJ Market Canada Index	.CADOW	2312
DJ ISLAMIC Market Developed Index	.DJIDEV	2300	DJ World Developed Index	.W3DOW	1041
DJ ISLAMIC Market Developed Ex. US Index	.DJIDEVX	2301	DJ World Developed Ex. US Index	.W4DOW	2345
DJ ISLAMIC Market Emerging Markets Index	.DJIEMG	2342	DJ World Emerging Markets Index	.W5DOW	2345
DJ ISLAMIC Market Europe Index	.DJIEU	2341	DJ Market Europe Index	.E1DOW	2322
DJ ISLAMIC Market Japan Index	.DJJJP	2342	DJ Japan Country	.JPDOW	2307
DJ ISLAMIC Market Index	.DJIMI	2374	DJ World Index	.W1DOW	2333
DJ ISLAMIC Market UK Index	.DJIUK	2339	DJ Market UK Index	.GBDOW	2328
DJ ISLAMIC Market US Index	.IMUS	2323	DJ US Market Index	.DJUS	1756

Tableau 4 – Test multiple de Wright, 2000 – Statistique R1

Test multiple de Wright - R1		1 999	2 000	2 001	2 002	2 003	2 004	2 005	2 006	2 007	Période
.DJIA	JR1	0,76	3,03	1,45	0,84	0,71	1,74	1,03	0,99	1,61	3,50
	<i>p-value</i>	0,74	<0,01	0,29	0,69	0,78	0,36	0,55	0,58	0,20	<0,01
.P1DOW	JR1	0,83	1,41	1,47	0,86	0,17	1,84	0,97	0,94	1,48	2,36
	<i>p-value</i>	0,70	0,31	0,28	0,67	>0,99	0,13	0,58	0,61	0,25	0,03
.DJICA	JR1	0,63	1,32	1,47	0,37	0,92	0,85	1,07	1,59	1,61	2,95
	<i>p-value</i>	0,83	0,37	0,28	0,96	0,63	0,65	0,52	0,23	0,20	<0,01
.CADOW	JR1	1,53	1,62	0,81	0,79	0,30	1,68	1,25	0,93	2,06	1,95
	<i>p-value</i>	0,24	0,19	0,69	0,71	0,97	0,22	0,38	0,60	0,08	0,11
.DJIDEV	JR1	3,59	3,16	2,90	0,99	0,48	1,07	1,36	1,97	1,37	2,65
	<i>p-value</i>	<0,01	<0,01	<0,01	0,59	0,91	0,50	0,35	0,11	0,33	0,01
.W3DOW	JR1	NA	NA	NA	NA	NA	2,52	1,86	2,23	1,29	4,18
	<i>p-value</i>	NA	NA	NA	NA	NA	0,02	0,14	0,05	0,39	<0,01
.DJIDEVX	JR1	0,73	1,47	2,51	1,70	0,57	1,07	1,49	0,54	2,07	3,87
	<i>p-value</i>	0,76	0,29	0,02	0,18	0,87	0,53	0,28	0,89	0,06	<0,01
.W4DOW	JR1	0,88	1,14	2,98	1,18	0,53	1,30	0,57	0,99	2,40	4,20
	<i>p-value</i>	0,65	0,49	<0,01	0,44	0,86	0,35	0,85	0,58	0,03	<0,01
.DJIEMG	JR1	2,79	2,61	3,43	1,70	1,50	1,59	2,94	2,26	3,12	8,10
	<i>p-value</i>	0,01	0,02	<0,01	0,18	0,27	0,21	<0,01	0,05	<0,01	<0,01
.W5DOW	JR1	4,12	2,14	4,30	2,69	1,56	3,46	3,32	2,98	3,20	9,90
	<i>p-value</i>	<0,01	0,06	<0,01	0,01	0,22	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
.DJIEU	JR1	1,81	1,47	1,64	2,34	0,83	1,84	0,51	1,72	1,61	2,82
	<i>p-value</i>	0,14	0,29	0,21	0,04	0,69	0,13	0,89	0,19	0,20	<0,01
.E1DOW	JR1	1,55	2,10	1,53	2,08	0,71	1,25	0,73	1,76	1,58	2,33
	<i>p-value</i>	0,24	0,08	0,25	0,08	0,77	0,38	0,75	0,17	0,21	0,05
.DJJIP	JR1	1,33	2,34	1,88	0,39	1,45	1,26	2,22	0,97	2,33	1,92
	<i>p-value</i>	0,36	0,04	0,13	0,95	0,29	0,38	0,06	0,59	0,04	0,11
.JPDOW	JR1	1,12	2,69	1,33	0,35	0,98	1,36	0,89	0,46	0,63	2,89
	<i>p-value</i>	0,48	0,01	0,36	0,95	0,56	0,34	0,64	0,92	0,83	<0,01
.DJJUK	JR1	2,38	1,73	1,03	2,58	1,05	2,31	0,59	1,94	1,75	3,66
	<i>p-value</i>	0,03	0,17	0,56	0,02	0,55	0,03	0,84	0,12	0,18	<0,01
.GBDOW	JR1	0,92	2,43	1,22	2,06	1,02	2,11	0,39	1,74	2,09	3,28
	<i>p-value</i>	0,63	0,03	0,41	0,07	0,57	0,07	0,95	0,17	0,07	<0,01
.IMUS	JR1	1,77	1,23	0,56	1,83	2,97	1,83	1,46	1,57	3,21	3,52
	<i>p-value</i>	0,16	0,43	0,85	0,14	<0,01	0,14	0,28	0,22	<0,01	<0,01
.DJUS	JR1	NA	NA	0,98	1,25	2,32	1,17	1,62	1,82	2,71	2,91
	<i>p-value</i>	NA	NA	0,58	0,40	0,04	0,47	0,21	0,12	<0,01	<0,01
.DJIMI	JR1	2,28	3,28	2,92	1,17	0,87	1,77	1,82	2,51	1,24	6,90
	<i>p-value</i>	0,05	<0,01	<0,01	0,44	0,66	0,15	0,15	0,02	0,40	<0,01
.W1DOW	JR1	3,65	3,22	2,34	1,82	1,97	2,91	2,18	2,56	1,45	8,13
	<i>p-value</i>	<0,01	<0,01	0,04	0,14	0,10	<0,01	0,07	0,02	0,27	<0,01
% ISLAMIC p>0,1		0,60	0,50	0,60	0,80	0,90	0,90	0,80	0,80	0,60	0,10
% INDEXES p>0,1		0,75	0,38	0,67	0,67	0,89	0,60	0,80	0,70	0,50	0,10

Tableau 5 – Test multiple de Wright, 2000 – Statistique R2

Test multiple de Wright - R2		1 999	2 000	2 001	2 002	2 003	2 004	2 005	2 006	2 007	Période
.DJIA	JR2	1,06	2,90	1,13	0,63	0,71	1,88	0,99	0,55	1,22	3,83
	<i>p-value</i>	0,53	<0,01	0,48	0,82	0,78	0,12	0,56	0,87	0,42	<0,01
.P1DOW	JR2	0,53	1,17	1,17	0,47	0,39	2,06	0,95	0,70	1,20	2,38
	<i>p-value</i>	0,88	0,46	0,44	0,91	0,95	0,08	0,59	0,79	0,43	0,03
.DJICA	JR2	0,77	1,40	1,08	0,43	0,65	1,43	1,14	1,76	1,10	3,37
	<i>p-value</i>	0,72	0,31	0,52	0,93	0,81	0,27	0,44	0,16	0,49	<0,01
.CADOW	JR2	1,57	1,59	0,99	0,70	0,33	1,40	0,76	0,70	1,57	2,03
	<i>p-value</i>	0,23	0,21	0,56	0,77	0,96	0,35	0,72	0,77	0,23	0,09
.DJIDEV	JR2	3,49	2,77	2,75	1,08	0,53	1,28	1,58	2,51	0,94	2,99
	<i>p-value</i>	<0,01	0,01	0,01	0,52	0,88	0,37	0,23	0,02	0,57	<0,01
.W3DOW	JR2	NA	NA	NA	NA	NA	2,78	2,19	2,87	1,37	4,70
	<i>p-value</i>	NA	NA	NA	NA	NA	<0,01	0,06	0,01	0,33	<0,01
.DJIDEVX	JR2	0,85	1,72	2,31	1,38	0,86	1,18	1,32	1,00	1,95	3,91
	<i>p-value</i>	0,66	0,17	0,04	0,32	0,67	0,46	0,36	0,57	0,10	<0,01
.W4DOW	JR2	0,81	1,14	3,06	0,80	0,69	1,71	0,61	1,38	2,21	4,30
	<i>p-value</i>	0,68	0,47	<0,01	0,69	0,78	0,16	0,82	0,32	0,05	<0,01
.DJIEMG	JR2	2,81	2,57	3,40	1,82	1,47	1,96	3,55	2,55	2,86	8,27
	<i>p-value</i>	<0,01	0,02	<0,01	0,14	0,27	0,10	<0,01	0,02	<0,01	<0,01
.W5DOW	JR2	4,33	2,03	4,36	2,59	1,11	3,67	3,74	3,33	3,10	9,65
	<i>p-value</i>	<0,01	0,08	<0,01	0,02	0,48	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
.DJIEU	JR2	1,76	1,41	1,01	2,09	1,31	1,83	0,44	1,61	1,35	3,14
	<i>p-value</i>	0,16	0,31	0,56	0,07	0,37	0,13	0,93	0,22	0,33	<0,01
.E1DOW	JR2	1,59	2,03	0,65	1,75	1,12	1,03	0,64	1,50	1,49	2,63
	<i>p-value</i>	0,22	0,09	0,82	0,16	0,49	0,52	0,81	0,25	0,26	0,02
.DJIJP	JR2	1,24	2,60	1,72	0,51	1,52	0,99	2,13	0,71	2,30	1,71
	<i>p-value</i>	0,41	0,02	0,17	0,89	0,25	0,55	0,07	0,78	0,04	0,17
.JPDOW	JR2	0,96	2,21	1,39	0,29	0,90	1,30	0,96	0,53	0,62	2,37
	<i>p-value</i>	0,53	0,05	0,32	0,96	0,61	0,38	0,58	0,88	0,83	0,03
.DJIUK	JR2	2,49	1,53	1,45	2,61	1,66	2,24	0,62	2,08	1,71	4,15
	<i>p-value</i>	0,03	0,25	0,28	0,02	0,19	0,05	0,82	0,08	0,18	<0,01
.GBDOW	JR2	1,41	2,46	0,75	1,97	1,28	2,22	0,14	2,08	2,17	3,71
	<i>p-value</i>	0,31	0,03	0,73	0,10	0,38	0,05	>0,99	0,07	0,06	<0,01
.IMUS	JR2	1,59	1,57	0,55	1,50	2,72	1,24	1,45	1,51	3,02	2,93
	<i>p-value</i>	0,22	0,23	0,86	0,26	0,02	0,41	0,28	0,26	<0,01	<0,01
.DJUS	JR2	NA	NA	0,88	0,96	2,04	0,65	1,49	1,74	2,63	2,37
	<i>p-value</i>	NA	NA	0,65	0,60	0,09	0,82	0,27	0,15	<0,01	0,05
.DJIMI	JR2	1,96	2,91	2,64	1,27	0,44	1,92	1,96	3,06	1,20	6,54
	<i>p-value</i>	0,10	<0,01	0,01	0,38	0,91	0,11	0,10	<0,01	0,43	<0,01
.W1DOW	JR2	3,62	2,66	1,96	2,00	1,53	3,15	2,54	3,20	1,65	7,62
	<i>p-value</i>	<0,01	<0,01	0,10	0,10	0,25	<0,01	0,03	<0,01	0,18	<0,01
% ISLAMIC p>0,1		0,70	0,50	0,60	0,80	0,90	0,80	0,80	0,60	0,60	0,10
% INDEXES p>0,1		0,75	0,38	0,78	0,67	0,89	0,50	0,70	0,60	0,60	0,00

Tableau 6 – Rendements quotidiens annualisés exprimés en %

Rendements quotidiens annualisés (en %)										
	1 999	2 000	2 001	2 002	2 003	2 004	2 005	2 006	2 007	Période
.DJIAP	132,11	-34,79	-22,95	-13,40	29,46	10,98	15,62	12,29	12,41	8,72
.P1DOW	61,52	-29,68	-20,93	-9,08	37,67	16,94	21,33	10,34	7,62	7,46
Ecart	70,59	-5,10	-2,02	-4,32	-8,21	-5,96	-5,71	1,94	4,79	1,26
p-value	0,19	0,95	0,70	0,64	0,80	0,82	0,82	0,91	0,85	0,89
.DJICA	106,61	-16,89	-34,97	-22,05	44,47	16,35	35,33	14,11	35,03	12,75
.CADOW	26,98	10,70	-14,69	-13,41	22,28	11,53	21,96	14,01	7,47	9,20
Ecart	79,63	-27,59	-20,28	-8,64	22,19	4,82	13,37	0,10	27,55	3,54
p-value	0,11	0,69	0,50	0,70	0,26	0,54	0,32	0,56	0,05	0,12
.DJIDEV	41,94	-19,42	-17,92	-22,17	24,75	8,68	8,95	11,55	16,10	11,52
.W3DOW	NA	NA	NA	NA	NA	13,49	9,08	17,23	6,03	11,37
Ecart	NA	NA	NA	NA	NA	-4,81	-0,13	-5,68	10,07	0,15
p-value	NA	NA	NA	NA	NA	0,75	0,98	0,65	0,50	0,99
.DJIDEVX	53,34	-22,15	-24,31	-15,74	29,15	12,20	13,34	16,47	17,55	6,42
.W4DOW	31,19	-16,32	-21,98	-15,48	36,23	18,07	13,24	21,47	7,83	6,45
Ecart	22,15	-5,84	-2,33	-0,26	-7,08	-5,87	0,10	-5,00	9,73	-0,03
p-value	0,36	0,96	0,74	0,88	0,86	0,79	1,00	0,88	0,61	0,79
.DJIEMG	126,07	-40,75	3,72	-21,88	31,35	8,99	24,05	23,21	23,04	12,69
.W5DOW	60,31	-33,16	2,76	-10,74	43,78	23,24	25,45	25,18	25,97	14,84
Ecart	65,77	-7,59	0,96	-11,14	-12,43	-14,25	-1,41	-1,98	-2,93	-2,15
p-value	0,27	0,71	0,70	0,28	0,70	0,37	0,77	0,96	0,86	0,51
.DJIEU	26,43	-17,44	-22,35	-17,36	27,21	12,73	8,93	22,86	17,19	4,79
.E1DOW	11,48	-16,27	-21,44	-18,86	32,78	18,14	7,50	30,49	9,75	4,56
Ecart	14,95	-1,17	-0,91	1,50	-5,58	-5,40	1,43	-7,63	7,43	0,23
p-value	0,57	0,95	0,96	0,89	0,93	0,70	0,93	0,73	0,83	0,95
.DJIJP	140,94	-36,13	-30,23	-8,66	26,07	7,92	15,48	3,93	-3,69	4,85
.JPDOW	51,09	-19,74	-18,19	-17,58	23,96	9,88	45,15	2,82	-11,39	4,28
Ecart	89,86	-16,39	-12,04	8,92	2,11	-1,96	-29,67	1,11	7,70	0,57
p-value	0,23	0,52	0,44	0,94	0,92	0,94	0,34	0,95	0,93	0,65
.DJIUK	26,94	-23,86	-20,93	-18,45	26,23	12,35	8,82	19,78	12,08	3,03
.GBDOW	16,73	-4,29	-13,86	-24,46	13,55	8,77	16,37	11,74	1,05	2,16
Ecart	10,21	-19,57	-7,07	6,01	12,68	3,58	-7,55	8,04	11,03	0,87
p-value	0,73	0,24	0,73	0,82	0,40	0,91	0,40	0,99	0,42	0,92
.IMUS	33,94	-16,91	-15,98	-25,44	21,98	6,40	6,32	8,51	14,09	1,52
.DJJUS	NA	NA	-10,15	-23,59	24,31	10,36	5,48	11,70	4,25	2,71
Ecart	NA	NA	-5,83	-1,85	-2,33	-3,96	0,84	-3,20	9,85	-1,20
p-value	NA	NA	1,00	0,93	0,93	0,77	0,96	0,84	0,60	0,97
.DJIMI	39,20	-19,93	-19,42	-21,81	26,90	8,60	9,26	13,91	15,65	4,09
.W1DOW	22,44	-16,28	-15,89	-19,65	29,00	13,89	9,86	17,71	8,01	4,21
Ecart	16,76	-3,65	-3,53	-2,16	-2,10	-5,30	-0,59	-3,80	7,64	-0,11
p-value	0,54	0,98	0,86	0,83	0,93	0,67	0,96	0,67	0,69	0,99

Tableau 7 – Volatilités quotidiennes annualisées exprimées en %

Volatilité quotidienne annualisée (en %)										
	1 999	2 000	2 001	2 002	2 003	2 004	2 005	2 006	2 007	Période
.DJIAP	22,00	25,45	23,60	20,13	17,20	16,14	11,75	16,83	17,25	19,44
.P1DOW	19,06	20,68	20,28	18,93	17,26	16,69	12,32	17,35	17,06	17,92
Ecart	2,94	4,77	3,32	1,20	-0,07	-0,55	-0,57	-0,52	0,19	1,52
p-value	0,02	0,02	0,01	0,39	0,77	0,90	0,59	0,69	0,63	0,01
.DJICA	23,46	46,92	34,92	21,91	14,27	19,83	20,17	23,51	22,40	26,98
.CADOW	15,91	28,69	20,08	16,45	9,49	11,08	10,47	12,65	13,92	16,46
Ecart	7,55	18,23	14,84	5,46	4,78	8,74	9,70	10,86	8,48	10,52
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
.DJIDEV	14,18	21,77	19,47	21,45	13,43	10,31	8,76	10,52	13,10	10,83
.W3DOW	NA	NA	NA	NA	NA	9,71	7,90	10,01	12,63	10,20
Ecart	NA	NA	NA	NA	NA	0,60	0,86	0,51	0,47	0,63
p-value	NA	NA	NA	NA	NA	0,30	0,10	0,42	0,34	0,05
.DJIDEVX	14,85	21,08	18,91	21,78	14,60	12,41	10,29	13,86	14,91	16,39
.W4DOW	13,11	16,17	16,98	19,78	14,19	12,16	9,77	13,29	14,12	14,70
Ecart	1,74	4,90	1,93	2,00	0,40	0,25	0,52	0,57	0,78	1,69
p-value	0,03	0,00	0,03	0,33	0,72	0,58	0,41	0,35	0,37	0,00
.DJIEMG	21,97	26,79	21,84	21,36	16,20	17,35	12,00	17,12	19,18	19,82
.W5DOW	18,69	20,07	17,32	17,79	15,56	15,81	11,71	16,61	19,50	17,22
Ecart	3,28	6,71	4,52	3,57	0,64	1,55	0,29	0,51	-0,32	2,60
p-value	0,00	0,00	0,00	0,05	0,18	0,28	0,62	0,46	0,83	0,00
.DJIEU	15,99	24,70	22,70	26,82	17,21	12,90	10,81	15,35	17,32	18,92
.E1DOW	15,60	24,66	23,26	26,47	17,46	12,96	10,52	14,88	17,35	18,84
Ecart	0,39	0,03	-0,56	0,35	-0,25	-0,06	0,29	0,47	-0,03	0,08
p-value	0,69	0,03	0,09	0,73	0,58	0,57	0,66	0,51	0,57	0,01
.DJIJP	26,15	29,06	28,67	24,54	22,41	19,21	14,29	20,17	16,24	22,92
.JPDOW	18,52	22,14	22,47	21,37	19,77	16,32	12,74	18,51	18,70	19,25
Ecart	7,63	6,92	6,20	3,17	2,64	2,89	1,56	1,66	-2,46	3,68
p-value	0,00	0,00	0,00	0,47	0,14	0,01	0,00	0,06	0,94	0,00
.DJIUK	17,64	23,54	22,40	27,71	18,20	13,48	11,67	16,54	19,81	19,60
.GBDOW	16,65	18,41	20,04	25,41	18,05	9,90	8,54	12,30	17,07	17,05
Ecart	0,99	5,13	2,36	2,30	0,15	3,58	3,13	4,24	2,73	2,55
p-value	0,36	0,01	0,06	0,23	0,31	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
.IMUS	19,49	28,63	24,78	26,53	16,42	11,85	10,77	11,38	15,22	17,86
.DJUS	NA	NA	22,02	25,58	16,46	11,35	10,43	10,37	15,90	16,98
Ecart	NA	NA	2,76	0,94	-0,04	0,50	0,34	1,01	-0,67	0,89
p-value	NA	NA	0,34	0,49	0,97	0,28	0,61	0,14	0,75	0,17
.DJIMI	45,19	21,60	19,34	21,07	13,16	9,98	8,54	10,60	12,88	21,41
.W1DOW	12,25	17,19	17,55	19,28	12,60	9,74	7,85	10,15	12,99	13,82
Ecart	32,94	4,41	1,79	1,80	0,57	0,24	0,70	0,45	-0,10	7,60
p-value	0,00	0,00	0,09	0,26	0,48	0,74	0,17	0,85	0,71	0,00

Tableau 8 – Mesure de Sharpe variante S1 exprimée en %

Sharpe (données quotidiennes, en %)											
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Période	p-value
.DJIAP	23,67	-11,83	-8,00	-4,96	9,49	3,50	6,89	2,76	3,06	2,05	
.P1DOW	15,18	-12,23	-8,35	-3,59	11,77	5,48	9,14	2,07	1,53	1,79	
Ecart	8,49	0,40	0,35	-1,37	-2,28	-1,98	-2,25	0,69	1,54	0,25	0,99
.DJICA	19,15	-3,07	-8,50	-7,67	16,32	4,20	8,96	1,99	7,85	2,34	
.CADOW	8,44	1,41	-6,22	-6,06	13,14	5,79	10,90	5,11	2,00	2,59	
Ecart	10,71	-4,48	-2,29	-1,61	3,18	-1,59	-1,94	-3,12	5,86	-0,25	0,34
.DJIDEV	14,50	-7,56	-7,35	-7,80	10,12	4,52	4,65	4,64	5,89	5,05	
.W3DOW	NA	NA	NA	NA	NA	7,47	5,37	7,28	1,51	5,32	
Ecart	NA	NA	NA	NA	NA	-2,96	-0,72	-2,64	4,38	-0,28	0,87
.DJIDEVX	17,13	-8,92	-10,43	-5,34	10,85	5,39	6,39	5,50	5,64	1,55	
.W4DOW	10,89	-8,72	-10,34	-5,85	13,48	7,70	6,85	7,18	2,11	1,67	
Ecart	6,24	-0,20	-0,10	0,51	-2,63	-2,31	-0,46	-1,68	3,53	-0,12	0,88
.DJIEMG	22,90	-13,76	0,40	-7,61	10,74	2,08	10,44	5,93	5,55	3,15	
.W5DOW	14,98	-14,25	0,08	-4,75	14,64	7,46	11,26	6,84	6,72	4,29	
Ecart	7,93	0,49	0,33	-2,86	-3,90	-5,38	-0,82	-0,91	-1,17	-1,14	0,58
.DJIEU	8,27	-6,08	-8,00	-4,79	8,78	4,89	3,83	6,49	4,24	0,84	
.E1DOW	3,23	-5,67	-7,42	-5,32	10,24	7,14	3,13	9,40	1,74	0,76	
Ecart	5,03	-0,41	-0,59	0,54	-1,46	-2,25	0,70	-2,91	2,49	0,08	0,90
.DJJIP	20,90	-10,80	-8,97	-2,67	6,52	2,18	5,63	-0,09	-2,65	0,71	
.JPDOW	13,42	-7,50	-6,62	-6,12	6,88	3,38	18,00	-0,13	-5,14	0,66	
Ecart	7,49	-3,30	-2,35	3,45	-0,36	-1,20	-12,36	0,05	2,48	0,05	0,95
.DJIUK	7,84	-8,65	-7,59	-4,95	7,99	4,48	3,50	4,84	2,76	0,25	
.GBDOW	4,86	-2,89	-5,67	-7,35	4,26	4,42	9,82	3,62	-0,71	-0,03	
Ecart	2,98	-5,76	-1,92	2,40	3,73	0,05	-6,32	1,22	3,47	0,28	0,58
.IMUS	8,65	-5,07	-4,51	-7,38	7,52	2,86	2,38	2,72	4,34	0,00	
.DJUS	NA	NA	-3,78	-6,94	8,12	4,96	1,93	4,76	0,47	0,28	
Ecart	NA	NA	-0,73	-0,45	-0,60	-2,10	0,46	-2,04	3,87	-0,28	0,95
.DJIMI	14,94	-7,82	-7,25	-7,91	10,37	4,52	5,09	4,90	5,66	0,73	
.W1DOW	8,98	-8,12	-6,78	-7,63	12,62	7,65	5,99	7,44	2,09	0,89	
Ecart	5,96	0,31	-0,47	-0,28	-2,25	-3,13	-0,90	-2,54	3,57	-0,16	0,92

Tableau 16 – Cointégration des indices avec le taux *Tbill 3 months* – Test de Phillips-Ouliaris, 1990 avec constante

Test de Phillips-Ouliaris											
Avec constante											
		1 999	2 000	2 001	2 002	2 003	2 004	2 005	2 006	2 007	Periode
DJIAPO	PO	-15,98	-3,28	-11,12	-6,89	-8,00	-8,37	-8,93	-8,41	-12,13	-9,06
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,124	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
P1DOW	PO	-11,63	-6,90	-14,22	-8,18	-5,67	-10,85	-5,17	-9,82	-14,27	-2,69
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
DJICA	PO	-20,04	-4,06	-4,41	-3,95	-8,18	-9,14	-12,11	-17,80	-9,71	-4,99
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,056	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	0,087	>0,15	>0,15
CADOW	PO	-14,2067	-19,70	-6,48	-3,25	-6,08	-9,49	-10,91	-3,80	-10,43	-1,63
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	>0,15	0,060	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
DJIDEV	PO	-21,14	-4,71	-7,04	-4,19	-13,23	-6,38	-14,86	-4,05	-11,67	-8,27
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,045	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
W3DOW	PO	NA	NA	NA	NA	NA	-5,70	-11,86	-2,33	-11,51	-0,23
	Retard	NA	NA	NA	NA	NA	2	2	2	2	10
	p-value	NA	NA	NA	NA	NA	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
DJDEVX	PO	-21,30	-5,94	-7,32	-6,13	-8,49	-7,73	-12,40	-6,78	-11,94	-2,44
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,044	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
W4DOW	PO	-19,67	-8,19	-10,34	-5,86	-8,04	-6,50	-7,99	-3,89	-12,17	-0,34
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,060	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
DJIEMG	PO	-10,65	-2,58	-3,72	-4,15	-8,50	-2,84	-11,66	-3,54	-10,22	-4,80
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
W5DOW	PO	-5,81	-3,36	-4,60	-3,46	-7,33	-2,96	-8,81	-2,84	-10,54	-0,13
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
DJIEU	PO	-17,47	-10,35	-8,34	-6,85	-8,67	-7,82	-15,75	-5,75	-13,06	-1,53
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,093	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	0,130	>0,15	>0,15	>0,15
E1DOW	PO	-17,49	-10,48	-10,47	-5,95	-9,99	-4,46	-11,64	-2,43	-13,02	-0,53
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,092	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
DJJIP	PO	-17,19	-4,86	-12,40	-8,44	-8,74	-13,24	-5,89	-15,64	-27,21	-16,49
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,097	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	0,132	0,014	0,112
JPDOW	PO	-9,32	-16,50	-8,45	-10,37	-8,53	-10,16	-3,84	-13,12	-28,27	-9,62
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	>0,15	0,112	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	0,010	>0,15
DJIMI	PO	-20,75	-4,47	-6,86	-4,12	-13,03	-5,96	-14,46	-3,83	-11,23	-7,60
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,048	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
W1DOW	PO	-16,46	-5,68	-8,41	-4,43	-11,14	-5,34	-11,31	-2,24	-11,40	-2,28
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,113	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
DJIUK	PO	-17,92	-13,15	-12,22	-6,51	-9,54	-16,20	-12,69	-11,34	-14,79	-3,93
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,085	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15	0,119	>0,15	>0,15	>0,15	>0,15
GBDOW	PO	-13,43	-34,8092	-10,96	-4,44	-19,94	-11,45	-11,43	-5,59	-19,05	-11,86
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	>0,15	<0,01	>0,15	>0,15	0,057	>0,15	>0,15	>0,15	0,068	>0,15
IMUS	PO	-24,12	-6,60	-8,13	-4,06	-17,82	-8,20	-16,69	-3,51	-12,55	-14,59
	Retard	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
	p-value	0,024	>0,15	>0,15	>0,15	0,086	>0,15	0,108	>0,15	>0,15	>0,15
DJUS	PO	NA	NA	-9,03	-4,42	-16,37	-7,68	-15,71	-2,17	-13,39	-9,61
	Retard	NA	NA	2	2	2	2	2	2	2	17
	p-value	NA	NA	>0,15	>0,15	0,115	>0,15	0,131	>0,15	>0,15	>0,15