

PREVISIBILITE DES RENTABILITES SUR LE MARCHE JAMAÏCAIN DES ACTIONS

*Huu Minh MAI**

*Marie Josèphe RIGOBERT**

*Emmanuel TCHEMENI***

** Chercheurs au CEREG, Université Paris Dauphine*

*** Chercheur au CEREG, Maître de Conférences Université
Villetaneuse*

INTRODUCTION

Depuis sa première définition par FAMA (1965) le concept d'efficience a admis plusieurs acceptions qui ont conduit à différentes descriptions des marchés financiers. FAMA (1970) décrit le marché efficient comme celui sur lequel les prix reflètent toute l'information disponible. Il suppose qu'il n'existe pas de coûts d'intervention (coûts de transaction, impôts...), que l'information est immédiatement et gratuitement disponible pour tous les participants et, enfin, que tous les investisseurs mesurent les effets de cette information sur les cours présents ainsi que les distributions de cours futurs pour chaque titre.

En réalité, cinq hypothèses sous-tendent la théorie des marchés efficients :

- il existe un nombre important d'investisseurs rationnels qui participent activement au marché en analysant, évaluant et échangeant les titres.
- les investisseurs prennent les prix comme une donnée exogène. Ils ont un comportement non concurrentiel.
- l'information est générée au hasard c'est à dire que les annonces sont fondamentalement indépendantes les unes des autres.
- l'information n'est pas biaisée et est connue de tous les participants à peu près au même moment.
- les investisseurs réagissent rapidement et correctement à toute nouvelle information de sorte que les cours s'ajustent.

L'efficience ne peut être testée que par rapport à une catégorie d'information à la fois. A la suite de FAMA, il est courant de répartir l'information en trois catégories, lesquelles se prêtent à trois formes de tests et correspondent à trois niveaux d'efficience informationnelle. La première catégorie se limite à l'historique des cours passés et donne lieu à des tests de *forme faible*. La deuxième, englobe toutes les données publiques (bilans, comptes de résultats, PER) susceptibles d'influencer le cours des titres et permet de tester l'efficience *semi-forte*. Enfin, la dernière catégorie englobe toute l'information disponible y compris celle qui n'est accessible qu'aux seuls initiés et se prête aux tests de *forme forte*. FAMA (1991) rebaptise les trois formes de l'efficience. L'efficience de forme

faible devient la prévisibilité des rentabilités. Les tests sont définis par les rentabilités passées mais aussi par des variables telles que les dividendes ou les taux d'intérêt. La forme *semi-forte* regroupe les études d'événement et la *forme forte* concerne les tests sur l'information privée.

La modélisation et le concept d'efficience proposés par FAMA, ont nourri la réflexion scientifique. BEAVER (1981) affine le concept et considère «qu'un marché est efficient par rapport à un signal y'_t si, et seulement si, la configuration des prix des titres $\{P_{jt}\}$ est la même que celle qu'elle aurait été dans une économie identique si ce n'est que chaque individu reçoit à la fois y'_t et des informations privilégiées ». Sur ce marché, les prix se comportent comme si tout le monde possédait l'information y'_t . Il définit l'efficience par rapport au système qui produit le signal observé c'est-à-dire par rapport à l'ensemble des signaux possibles. Il distingue alors l'efficience du système d'information par opposition à l'efficience de l'information. LATHAM (1986) précise que les marchés sont efficients par rapport à une information donnée si le fait de révéler cette information à tous les agents ne modifie ni l'équilibre des prix, ni celui des portefeuilles.

STIGLITZ (1981) rompt avec la notion d'efficience des marchés par rapport à l'information. C'est l'efficience économique et plus précisément la qualité de l'allocation des ressources du pays considéré qui détermine celle des marchés financiers; plus elle est importante, plus on peut s'attendre à ce que les marchés soient concurrentiels. Cette approche a conduit à considérer que les caractéristiques des marchés financiers dans les pays en voie de développement (taille, réglementation, coûts de transaction et nature des investisseurs) constituent un obstacle à l'efficience. SAMUELS (1981) affirme que la nature des marchés émergents est telle que les prix ne peuvent pas refléter toute l'information disponible. Par conséquent, on ne peut pas s'attendre à ce que les investisseurs interprètent correctement l'information annoncée dès lors que les grandes sociétés ont toute latitude pour influencer le cours de leur titre et le faire varier d'une amplitude non justifiée par l'information disponible. Cette analyse fait passer au second plan la relation qui existe entre l'information et le prix des titres. Or, c'est précisément l'efficience informationnelle qui intéresse les gérants de portefeuilles, car elle leur donne des indications sur leur capacité et celle de leurs pairs à battre le marché.

L'objectif de cet article est de vérifier la prévisibilité des cours sur le marché jamaïcain en utilisant des tests traditionnels d'autocorrélation et des tests de rapports de variance. Plusieurs études ont conclu à la prévisibilité des cours sur le marché jamaïcain et, par conséquent, à l'inefficience de ce marché (KITCHEN (1986); KOOT, MILES et HEITMAN (1989)). Toutefois, KOOT et *al.* vérifiant l'efficience informationnelle sur la période 1969-1986 ont montré que l'hypothèse de marche aléatoire des cours ne peut pas être rejetée pour la sous-période 1977-1986 et interprètent ce résultat comme un signe de l'accroissement de l'efficience du marché jamaïcain au cours de ces dernières années. Nous voulons comparer nos résultats avec ceux précédemment constatés sur le marché jamaïcain. Dans le même temps, nous tentons d'appréhender les effets de la libéralisation financière intervenue en 1989 sur l'efficience du marché.

I. LA MICROSTRUCTURE DE LA BOURSE DE VALEURS DE LA JAMAÏQUE

La bourse de la Jamaïque est créée sous la forme d'une société à responsabilité limitée en septembre 1967 mais elle ne débute réellement ses activités qu'en février 1969.

Trois types de produits y sont traités : des actions ordinaires, des actions privilégiées et des obligations. Les autres titres d'Etat sont échangés sur des marchés hors cote réglementés par les banques centrales.

A la bourse de la Jamaïque, les agents de change, associés majoritaires, délèguent leurs pouvoirs à un conseil constitué de six membres:

- le Gouverneur de la Banque de Jamaïque,
- un représentant du Ministre des Finances,

- un représentant des autres associés,
- un représentant des agents de change,
- le directeur général de la bourse,
- le secrétaire général.

Le directeur général et l'essentiel du personnel sont détachés de la Banque de la Jamaïque.

La bourse de la Jamaïque présente les caractéristiques des marchés gouvernés par les prix et ceux de marchés gouvernés par les ordres. Les agents de change cumulent les responsabilités de négociateur et de contrepartiste. A la fois *brokers* et *jobbers*, ils peuvent intervenir pour leur propre compte ou pour celui de leurs clients, mais ils sont tenus d'inscrire avant toute transaction en quelle qualité ils interviennent afin d'éviter tout abus dans la fixation des prix et l'exécution des ordres. Les autres associés, essentiellement les banques d'affaires et les sociétés d'investissement, ne bénéficient pas du privilège de négociation.

Pour être admises à la cote, les sociétés doivent justifier d'un montant de capitaux permanents supérieur à 200.000 dollars jamaïcains dont plus de la moitié représentant des capitaux propres, avoir au minimum 100 actionnaires détenant en propre au moins 20% du capital social et publier des informations trimestrielles.

La bourse de la Jamaïque est un marché de fixing. Les séances de cotation se déroulent du lundi au jeudi de 10h à 13h. Le premier cours officiel des valeurs mobilières est fixé selon la technique de la cotation à la criée. Les titres sont inscrits à la corbeille et ne peuvent être traités que par les seuls agents de change. Les valeurs sont appelées par un commissaire-priseur selon l'ordre du tableau d'affichage et sur la base du cours de clôture de la veille. L'équilibre entre l'offre et la demande de titres s'établit plus ou moins rapidement selon l'abondance des ordres. Le cours d'équilibre est alors inscrit comme premier cours. Cette technique de la cotation à la criée permet au agents de change opérant à la fois pour leur propre compte et pour celui de leurs clients de réviser leurs ordres en fonction des informations recueillies lors des cotations en blanc. Cependant, la durée limitée des séances a pour effet d'exclure les gros investisseurs qui, en vendant ou en achetant d'importants paquets de titres pourraient entraîner des déséquilibres qui rendraient la cotation impossible.

Les investissements étrangers y compris les portefeuilles d'investissement sont exempts du contrôle de change et des commissions qui s'y rapportent. Cette mesure a pour but d'encourager la venue des investisseurs étrangers en minimisant les contraintes sur d'éventuels rapatriement des bénéfices. En revanche, les transactions sont soumises à une commission de courtage dont le pourcentage décroît au fur et à mesure qu'augmente le montant échangé.

II. LES DONNEES ET LA METHODOLOGIE

II.1. LES DONNEES

La fiabilité des données disponibles et l'insuffisance des bases de données informatisées ont limité les études sur les marchés émergents et singulièrement sur la bourse de la Jamaïque. Le problème des données est exacerbé par la faible fréquence des cotations sur certains titres qui peut biaiser les résultats des études empiriques. En effet, les cours enregistrés à la fin d'une période peuvent être liés à une transaction qui est intervenue au début de la période précédente.

La base de données est constituée à partir des données quotidiennes et mensuelles extraites du fichier informatique de la bourse de la Jamaïque. L'échantillon de données est constitué de 50 actions ordinaires cotées à la bourse de la Jamaïque pendant la période allant du 1 janvier 1989 au 18 juillet 1996. Cette période d'étude représente 1666 séances de cotations, 396 semaines et 90 mois.

II.2. LES VARIABLES

Les variables utilisées sont:

LES COURS DE CLOTURE NOTES $C_{i,T}$

$$R_{it} = \text{Log} \left(\frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}} \right)$$

LES INDICES

Avant 1975, trois indices étaient calculés à la bourse de la Jamaïque (JSE): un indice général qui prenait en compte l'ensemble des valeurs, un pour les trois sociétés de services publics et un dernier pour les autres sociétés. Actuellement, l'indice publié, prend en compte les 50 actions ordinaires cotées. Il est exprimé en base 100 au 1 janvier 1969.

Cet indice n'est pas suffisamment exhaustif et ne tient compte ni du poids de chaque titre dans la capitalisation, ni des distributions. Nous avons donc procédé à un nouveau calcul d'indice afin de tenir compte de ces caractéristiques. L'analyse est axée sur les comportements des indices pondérés et équi-pondérés calculés pour l'ensemble des valeurs et exprimé en base 1000 au 1 janvier 1989.

Ces indices sont calculés selon les formules suivantes:

- *Indice équi-pondéré:*

$$R_{mt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{it}$$

- *Indice pondéré:*

$$R_{pt} = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \text{CAPI}_{i,t}} \sum_{i=1}^N \text{CAPI}_{i,t} R_{i,t}$$

III. LES MODELES THEORIQUES UTILISES

Le test de l'hypothèse de la marche aléatoire est l'une des méthodes les plus simples pour vérifier la non prévisibilité des cours. Cette hypothèse suppose que les cours des titres ne peuvent pas être prévus à partir de la distribution des cours passés. Cette hypothèse s'écrit :

$$P_{t+1} = P_t + u_t$$

Il existe plusieurs versions de la marche aléatoire qui se distinguent par les hypothèses portant sur la distribution des erreurs et auxquelles sont associées plusieurs catégories de tests. La première hypothèse suppose des u_t indépendants et identiquement distribués suivant $N(0, \sigma^2)$ (BACHELIER, 1900). Dans la deuxième hypothèse formulée par FAMA (1965), les u_t sont indépendants et identiquement distribués mais la loi de distribution des séries n'est pas obligatoirement une loi normale. Dans la dernière hypothèse, il suffit que les u_t soient identiquement distribués (GRANGER et MONGERSTERN, 1970).

Nous avons examiné la prévisibilité des rentabilités des titres en estimant des coefficients d'autocorrélation. L'hypothèse nulle est vérifiée pour un ordre particulier d'autocorrélation à partir d'un test individuel (test d'autocorrélation d'ordre h) et pour h premiers ordres (statistique de portemanteau). L'hypothèse nulle d'une corrélation sérielle des rentabilités quotidiennes et mensuelles a été testé pour un ordre h ($h = 1, \dots, 36$) et pour les 5, 10, 20, 30 premiers ordres en utilisant successivement les statistiques de portemanteau

classique $Q(H)$ et corrigée $Q^*(H)$, en tenant compte du problème d'hétéroscédasticité, c'est-à-dire non constance de la volatilité, des résidus.

Sous l'hypothèse de marche aléatoire, la variance des rentabilités augmente proportionnellement au temps écoulé. Par conséquent, la variance des rentabilités de la période k , rapportée à la durée de la période doit être égale à la variance des rentabilités d'une période. Dans le cas contraire, l'hypothèse de marche aléatoire est rejetée. Pour vérifier cette hypothèse nous utilisons les statistiques de rapport de variance $VR(q)$ et $VR^*(q)$ de LO et MAC KINLAY (1988) pour des périodes de 4, 8, 16 et 32 mois.

IV. LES TESTS D'AUTOCORRELATION

IV.1. L'AUTOCORRELATION D'ORDRE H

notée $\rho(h)$ est définie par :

$$\hat{\rho}(h) = \frac{\frac{1}{T-h} \sum_{t=1}^{T-h} (R_{i,t} - \bar{R}_i)(R_{i,t-h} - \bar{R}_i)}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_{i,t} - \bar{R}_i)^2}$$

$$\text{où } \bar{R}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{i,t}$$

L'hypothèse nulle est alors acceptée ou rejetée suivant une statistique classique de Student :

$$T_h = \frac{\hat{\rho}(h)}{\sigma[\hat{\rho}(h)]}$$

$$\text{où } \sigma[\hat{\rho}(h)] = \frac{1}{\sqrt{T}} \sqrt{1 + 2 \sum_{k=1}^{h-1} \hat{\rho}^2(k)}$$

suit une loi de Student à $(T-h)$ degrés de liberté.

IV.2. L'AUTOCORRELATION DES H PREMIERS ORDRES

est donnée par les statistiques $Q(H)$ et $Q^*(H)$.

La statistique classique $Q(H)$ suppose que les résidus sont indépendants et identiquement distribués selon une loi normale. La statistique de test est la somme des carrés des premières autocorrélations :

$$Q(H) = H \sum_{h=1}^H [\hat{\rho}(h)]^2 \rightarrow \chi^2(H)$$

En pratique si $Q(H) < \chi_{1-\alpha}^2(H)$ on accepte l'hypothèse de la marche aléatoire.

La statistique modifiée $Q^*(H)$ tient compte des problèmes d'hétéroscédasticité. Elle est définie par :

$$Q^*(H) = T \sum_{h=1}^H \frac{\hat{\rho}^2(h)}{S_i^4(h)}$$

où :

$$S_i^2(h) = 1 + \frac{\gamma_R^2(h)}{\sigma^4}$$

avec :

$$\gamma(h) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-h} (X_t^2 - \bar{X}_t^2) (X_{t+h}^2 - \bar{X}_t^2)$$

et

$$\bar{X}_t^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t^2$$

qui suit de même un χ^2 à H degrés de liberté.

Les tests d'autocorrélation constituent les premiers tests d'efficacité de marché. La corrélation nulle est équivalente à l'indépendance dès lors que les variables sont normales. Or, les résultats des tests de normalité montrent que les rentabilités dévient fortement.

V. TEST DE RAPPORT DE VARIANCES

V.1. TESTS SIMPLES (HOMOSCEDASTIQUES)

LO et MC KINLAY (1988) définissent, à partir des rentabilités calculées avec ou sans chevauchement, des statistiques asymptotiques de variances qui tendent vers 0.¹

La statistique de rapport de variances est définie par :

$$M(q) = \frac{\hat{\sigma}_c^2(q)}{\hat{\sigma}_a^2} - 1$$

où :

- q : la périodicité des rentabilités
- $\hat{\sigma}_a^2$: la variance des rentabilités de période 1 sur l'ensemble de l'échantillon
- $\hat{\sigma}_c^2(q)$: les variances des rentabilités de période q .

Cette statistique a la distribution asymptotique suivante:

$$VR(q) = \sqrt{nq} \frac{M(q)}{\sqrt{\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q}}} \xrightarrow{a} N(0,1)$$

où n est le nombre d'observation de la période q

Ce test a été amélioré en remplaçant les estimateurs initiaux $\hat{\sigma}_c^2(q)$ et $\hat{\sigma}_a^2$ par les estimateurs sans biais $\tilde{\sigma}_a^2$ et $\tilde{\sigma}_c^2(q)$ suivants :

¹ Pour obtenir plus d'observations, nous avons opté pour des rentabilités avec chevauchement. Soit T le nombre de rentabilités. La période de calcul est subdivisée en n sous périodes de longueur $q = T = nq$. Les rentabilités « sans chevauchement » sont calculées aux bords des intervalles :

$R_i = p_{i(q+1)} - p_{(iq)}$, $i=1, \dots, n$ où p_i est le logarithme de prix

La méthode de calcul des rentabilités avec chevauchement permet d'avoir un nombre plus conséquent de valeurs : $R_t = p_{t+1} - p_t$

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (R_t - \hat{\mu})^2$$

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{(n-1)q} (R_{t,t+q} - q\hat{\mu})^2$$

où :

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

- $R_{t,t+q} = p_{t+k} - p_t$: la rentabilité de période k , $t = 1, \dots, nq + 1 - k$.
- $\hat{\mu}$: la moyenne des rentabilités de la période 1.

La statistique devient :

$$\tilde{M}(q) = \frac{\hat{\sigma}_c^2(q)}{\hat{\sigma}_a^2} - 1.$$

V.2. TESTS MODIFIES (HETEROSCEDASTIQUES)

Afin de tenir compte des comportements hétéroscédastiques des rentabilités boursières observées, nous utilisons la statistique de LO et MAC KINLAY (1988) qui s'appuie sur des hypothèses moins fortes de non-corrélation au lieu d'indépendance et des hypothèses techniques supplémentaires autorisant une forme stochastique plus générale des erreurs, en particulier les erreurs de type ARCH ou des facteurs de saisonnalité. Cette statistique est la suivante :

$$\tilde{V}\tilde{R}^*(q) = \sqrt{nq} \frac{\tilde{M}_r(q)}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}} \xrightarrow{a} N(0,1)$$

où :

- $\theta(q)$: la variance de $M(q)$
- $\hat{\theta}(q)$: un estimateur hétéroscédastique, convergent de $\theta(q)$, défini par :

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

avec

$$\hat{\delta}(j) = \frac{nq \sum_{k=j+1}^{nq} (R_k - \hat{\mu})^2 (R_{k-j} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{k=1}^{nq} (R_k - \hat{\mu})^2 \right]^2}$$

VI. LES RESULTATS

Le Tableau 1 et Tableau 2 présentent respectivement les coefficients d'autocorrélation des horizons allant de 1 à 36 et les statistiques de Portemanteau classiques et corrigées notées respectivement $Q(H)$ et $Q^*(H)$. Ces coefficients et statistiques sont calculés à partir des rentabilités quotidiennes, pour les deux indices pondéré et équipondéré et pour les trois portefeuilles de capitalisation.

L'autocorrélation d'ordre 1 est supérieure à 50% pour les indices équipondéré et pondéré calculés à partir des données quotidiennes. Cela signifie que plus de 25% des rentabilités quotidiennes sont prévisibles en utilisant uniquement la rentabilité du jour précédent. Cette autocorrélation est plus forte pour les portefeuilles de forte capitalisation. D'une manière générale, les autocorrélations sont globalement plus importantes pour l'indice équipondéré comparé à l'indice pondéré. Sur les 36 premières autocorrélations, une seule est négative pour l'indice équipondéré et 6 pour l'indice pondéré. Ces autocorrélations persistent dans le temps puisque les autocorrélations à l'ordre 36 demeurent significatives.

Pour l'indice équipondéré, les 20 premières autocorrélations sont toutes positives, supérieures à 5%, et révèlent la faible efficacité du marché jamaïcain. En effet, ces corrélations positives peuvent traduire une lenteur du processus d'ajustement des cours aux informations nouvelles ou encore refléter la présence d'ordres « soignants » résultant d'une pratique d'étalement dans le temps des ordres des investisseurs institutionnels. Toutefois, ces conclusions méritent d'être nuancées car les tests sont menés sur des indices ; les dividendes ne sont pas pris en compte et il existe un biais dans l'agrégation des données individuelles.

Les statistiques de Portemanteau classiques $Q(H)$ et corrigées $Q^*(H)$ sont toutes significatives au seuil de 5% quelque soit les indices et les portefeuilles. Elles confirment la présence de corrélations sérielles. Les tests d'autocorrélation sont ensuite menés à partir de données mensuelles. Les résultats sont récapitulés dans le Tableau 3 et le Tableau 4.

Les coefficients de corrélation sérielle sont plus importants pour l'indice équipondéré. Pour un décalage d'ordre 1, les autocorrélations des portefeuilles de faible capitalisation sont supérieures à celle des portefeuilles de forte capitalisation (49% pour le premier contre 25% pour le portefeuille regroupant le tiers des titres les plus fortement capitalisés). Ces fortes autocorrélations constatées corroborent une hypothèse d'asynchronisme, a priori plus forte pour les portefeuilles de faible capitalisation.

Les coefficients de corrélation sérielle mensuelle sont positifs jusqu'à l'ordre 6. Pour vérifier que ces autocorrélations positives résultent de l'utilisation d'indices, nous avons calculé les autocorrélations pour les titres individuels. Pour un décalage d'ordre 1, le coefficient d'autocorrélation moyen des titres individuels est inférieur à celui de l'indice équipondéré (36% contre 41% pour l'indice). Ce résultat conforte l'hypothèse selon laquelle le calcul d'un indice et le mode de formation des portefeuilles induisent une plus forte prévisibilité.

TABLEAU 1

Autocorrélations des rentabilités quotidiennes - Jamaïque (01/01/89 au 16/07/96)

h	Indice		Classe de capitalisation		
	R _{mt}	R _{pt}	R _{1t}	R _{2t}	R _{3t}
1	0.5629	0.5018	0.3183	0.4687	0.5100
2	0.3190	0.2321	0.2227	0.2365	0.2677
3	0.1661	0.0753	0.1707	0.1218	0.0862
4	0.0912	0.0355	.01209	0.0485	0.0267
5	0.0677	-0.0053	0.1022	0.0686	-0.0288
6	0.0723	0.0086	0.1022	0.0405	-0.0066
7	0.0866	-0.0087	.01146	0.0601	-0.0191
8	0.1160	0.0276	0.1090	0.0855	0.0105
9	0.1127	0.0547	0.1718	0.0699	0.0261
10	0.1076	0.0655	0.1745	0.0425	0.0441
11	0.0886	0.0270	0.1494	0.0351	0.0447
12	0.0641	0.0049	0.1138	0.0366	0.0177
13	0.0751	0.0289	0.1406	0.0159	0.0314
14	0.0919	0.0299	0.0952	0.0337	0.0699
15	0.0954	0.0532	0.0923	0.0275	0.0909
16	0.1164	0.0773	0.1247	0.0645	0.0898
17	0.1416	0.1153	0.1186	0.0638	0.1216
18	0.1523	0.1467	0.1076	0.0114	0.1190
19	0.0865	0.1237	0.0552	-0.0108	0.1093
20	0.0710	0.0979	0.0465	0.0119	0.0830
21	0.631	0.0811	0.0936	0.0165	0.0655
22	0.0414	0.0639	0.0950	-0.0109	0.0503
23	0.0403	0.0359	0.1250	-0.0186	0.0302
24	0.0399	0.0254	0.0884	0.0176	0.0112
25	0.0400	0.0351	0.0693	0.0091	0.0256
26	0.0236	-0.0135	0.0892	0.0126	-0.0044
27	-0.0127	-0.0775	0.0923	-0.0347	-0.0713
28	0.0026	-0.0320	0.0622	-0.0127	-0.0338
29	0.0324	-0.0163	0.1065	-0.0325	-0.0095
30	0.044	0.0081	0.0941	0.0040	0.0206
31	0.0689	0.0229	0.1146	0.0541	0.0321
32	0.0629	0.0290	0.1032	0.0328	0.0402
33	0.0706	0.0254	0.1361	0.0368	0.0372
34	0.0654	0.0674	0.0674	0.0198	0.0765
35	0.0749	0.0682	0.0790	0.0182	0.0658
36	0.0680	0.0349	0.0682	0.0341	0.0725

TABLEAU 2

*Statistiques de Portemanteau pour les données quotidiennes
Jamaïque (01/01/89 au 16/07/96)*

H	Statistiques	Indices		Classe de capitalisation		
		R _{mt}	R _{pt}	R _{1t}	R _{2t}	R _{3t}
5	Q(H)	593.31*	406.04*	266.59*	386.73*	442.92*
10		661.86*	416.69*	390.61*	411.75*	447.01*
20		797.58*	508.91*	545.33*	429.08*	540.96*
30		815.62	536.66*	657.84*	433.93*	560.82*
5	Q*(H)	593.30*	404.56*	265.91*	385.36*	441.35*
10		658.75*	415.20*	389.79*	410.36*	445.43*
20		794.37*	507.38	544.39*	427.70*	539.37*
30		812.41*	535.14*	656.14*	432.54*	559.23*

Note : * indique que la statistique est significative au seuil de 5%

TABLEAU 3

Autocorrélation des rentabilités mensuelles - Jamaïque (01/01/89 au 16/07/96)

Ordre h	Indices		Classe de capitalisation		
	Equi- pondéré R _{mt}	Pondéré R _{pt}	Faible R _{1t}	Moyenne R _{2t}	Forte R _{3t}
1	0.4117	0.3139	0.4917	0.2887	0.2583
2	0.2346	0.1228	0.4123	0.1177	0.1587
3	0.1477	0.1301	0.2504	0.0697	0.1130
4	0.1105	0.0919	0.1450	0.0290	0.0807
5	0.1158	0.0537	0.0851	0.0822	0.0286
6	0.0471	0.0575	-0.0434	0.0912	0.0260
7	-0.1959	-0.1870	-0.1356	-0.1068	-0.1718
8	-0.0826	-0.1464	-0.1458	0.0229	-0.1967
9	-0.0927	-0.0259	-0.1392	-0.0531	0.0350
10	-0.0345	-0.0231	-0.1303	0.0113	-0.0021
11	-0.0396	-0.0508	-0.0823	-0.0015	-0.0393
12	-0.01014	-0.1318	-0.0856	-0.0815	-0.1154
13	-0.0189	0.0223	-0.0414	-0.0236	0.0123
14	0.0835	0.0888	-0.0266	0.0768	0.0794
15	-0.0713	0.0551	-0.0728	0.1521	0.0558
16	0.0551	0.0910	-0.0068	0.0642	0.0644
17	-0.0276	-0.0242	-0.0812	-0.0155	0.0125
18	-0.0334	-0.0488	-0.0104	-0.0041	-0.0595
19	0.0994	0.0580	0.0288	0.0599	0.0851
20	0.0522	0.0298	-0.0468	0.0621	0.0243
21	-0.0391	0.0016	-0.0646	-0.0387	0.0018
22	-0.0082	0.0391	-0.0627	-0.0045	0.0075
23	-0.0622	-0.0782	-0.1333	-0.0452	-0.0370
24	0.1316	0.0396	0.1371	0.1632	0.0671

TABLEAU 4

Statistiques de Portemanteau pour les données mensuelles
Jamaïque (01/01/89 au 16/07/96)

Statistiques	Ordre H	Indices		Classes de capitalisation		
		Equi-pondéré R_{mt}	Pondéré R_{pt}	Faible R_{1t}	Moyenne R_{2t}	Forte R_{3t}
$Q(H)$	5	24.74*	12.91*	45.74*	9.98	10.19
	10	29.95*	18.45*	52.83*	12.09	16.57
	15	32.16*	21.31	54.81*	15.39	18.79
	20	33.75*	22.72	55.70*	16.46	20.22
$Q(H)$	5	24.44*	12.77*	44.55*	9.96	10.10
	10	29.62*	18.28*	51.69*	12.07	16.38
	15	31.84*	21.15	53.70*	15.36	18.61
	20	33.43*	22.55	54.58*	16.44	20.02

Le Tableau 5 et le Tableau 6 regroupent respectivement les résultats des tests de rapport de variance classique (VR(Q)) et des tests ajustés pour prendre en compte l'hétéroscédasticité des données (VR(Q*)). Les tests de rapport de variance classiques et hétéroscédastiques effectués à partir des données quotidiennes rejettent l'hypothèse d'efficacité pour tous les indices ou portefeuilles et ceci, quelque soit les périodes. Cela signifie que le rejet de l'hypothèse nulle est dû à des corrélations sérielles plutôt qu'à un problème d'hétéroscédasticité des données. Quand ces tests sont effectués à partir de données mensuelles, l'hypothèse nulle est rejetée pour trois périodes (4,8,16 mois) pour l'indice équi pondéré et pour le portefeuille composé des plus faibles capitalisations. Dans le cas de l'indice pondéré et des portefeuilles constitués des titres de moyennes et de fortes capitalisations, le rejet de l'hypothèse nulle n'est constatée que pour les périodes de 4 et 8 mois. Ce résultat semble accrédi ter l'existence de corrélations artificielles dans les données quotidiennes.

TABLEAU 5

Tests classiques de rapport de variances VR(H)
Jamaïque (01/01/89 au 16/07/96)

Rentabilités	Indices	Ordre			
		4	8	16	22
<i>Quotidiennes</i>	R_{mt}	24.19*	23.10*	23.15*	24.11*
	R_{pt}	19.86*	16.75*	14.27*	15.04*
	R_{1t}	15.28*	17.10*	20.84*	24.3*
	R_{2t}	19.44*	18.08*	17.01*	14.88*
	R_{3t}	20.88*	17.27*	14.20*	14.84*
<i>Mensuelles</i>	R_{mt}	5.09*	4.29*	2.39*	0.16
	R_{pt}	3.66*	3.23*	1.81	0.43
	R_{1t}	6.88*	5.86*	3.02*	0.70
	R_{2t}	3.36*	2.85*	1.96	0.01
	R_{3t}	3.28*	2.62*	1.29	0.10

TABLEAU 6

Tests hétéroscédastiques de rapport de variances $VR^*(H)$
Jamaïque (01/01/89 au 16/07/96)

Rentabilité	Indices	Ordre			
		4	8	16	32
<i>Quotidiennes</i>	R_{mt}	11.95*	12.52*	13.75*	16.16*
	R_{pt}	11.23*	10.03*	9.26*	10.93*
	R_{1t}	9.38*	10.92*	14.13*	17.72*
	R_{2t}	11.01*	11.14*	11.30*	11.10*
	R_{3t}	11.83*	10.56*	9.40*	11.00*
<i>Mensuelles</i>	R_{mt}	4.54*	3.89*	2.27*	0.17
	R_{pt}	3.33*	3.15*	1.84	0.46
	R_{1t}	5.22*	4.73*	2.77*	0.75
	R_{2t}	3.37*	2.78*	1.96	0.01
	R_{3t}	3.00*	2.57*	1.30	0.11

CONCLUSION

Cette étude a proposé une analyse de la prévisibilité des rentabilités des titres sur le marché jamaïcain. Les résultats des tests d'autocorrélation réalisés à partir de données quotidiennes attestent de la présence de corrélations sérielles très fortes et de la prévisibilité des rentabilités sur le marché jamaïcain. Plus de 25% des rentabilités quotidiennes peuvent être prévus à partir de celles du jour précédent. Ces résultats sont confirmés par les statistiques de portemanteau.

Les résultats des tests de ratio de variance conduisent au rejet de l'hypothèse de marche aléatoire des cours quotidiens des cours des titres au seuil de 5%. En revanche, ce rejet est moins marqué quand des données mensuelles ont été utilisées et laisse penser qu'il existe des corrélations artificielles dans les données mensuelles.

Les résultats des tests d'autocorrélation et de rapport de variance permettent de conclure à la prévisibilité des cours sur le marché jamaïcain et par conséquent à l'absence d'efficacité de forme faible de ce marché pour la période allant du 01 janvier 1989 au 16 juillet 1996. Ces résultats contredisent ceux précédemment constatés par Koot et *a/l*. Par ailleurs, la libéralisation financière intervenue en 1989 n'a pas entraîné une amélioration de l'efficacité de ce marché.

BIBLIOGRAPHIE

- Bachelier L., 1900, "Théorie de la Spéculation", *Annales Scientifiques de l'Ecole Normale Supérieure*, n°1018
- Beaver, W.H., 1981, "Market Efficiency," *The Accounting Review*, v56(1), 23-37.
- Fama, E.F., 1965, "The Behavior Of Stock Market Prices", *Journal of Business*, v38, 34-105
- Fama, E.F., 1970, "Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, v25, 383-417
- Fama, E.F., 1991, "Efficient Capital Markets", *Journal of Finance*, v46, 1575-1617
- Granger C.W.J., Morgenstern O., 1970, "Predictability Of Stock Market Prices", *Lexington, Mass.*
- Kitchen, R.L., 1986, "The Role Of The Jamaica Stock Exchange In The Capital Market : an Historical Analysis", *Saving and Development*, v3(XI), 249-273
- Koot, R.S. et Padmanabhan P., 1993, "Stock Market Liberalization And The Distribution Of Returns On The Jamaican Stock Market," *Global Finance Journal*, v4(2), 171-188.
- Latham, M., 1986, "Informational Efficiency And Information Subsets," *Journal of Finance*, v41(1), 39-52.
- Lo, A.W. et MacKinlay A.C., 1988, "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From A Simple Specification Test," *Review of Financial Studies*, v1(1), 41-66.
- Lo, A.W. et MacKinlay A.C., 1989, "The Size And The Power Of The Variance Ratio Test In Finite Samples : A Monte Carlo Investigation", *Journal of Econometrics*, v40, 203-238
- Samuels, J.M., 1981, "Inefficient Capital Markets And Their Implications", in F.G.J. Derkinderen and R.L. Crums (eds), "Risk Capital Costs and Project Financing Decision" (Martinus Nijhoff/Boston/The Hague/London), 129-148
- Stiglitz, J. et Weiss A., 1981, "Credit Rationing In Markets With Imperfect Information," *American Economic Review*, v71(3), 393-410.

ANNEXES : REPARTITION PAR SECTEUR

TABLEAU 7

Classe 1 de capitalisation

Nom de la valeur	S	Nom du secteur	Cl	Capi	(%)	Cum.(%)
KIW	4	Industrie	1	3 296	0.0 %	100.0 %
IBS/KLAS FM	5	Transp./comm.	1	3 426	0.0 %	100.0 %
MOBAY ICE	4	Industrie	1	8 560	0.1 %	100.0 %
KGN.ICE	4	Industrie	1	11 178	0.1 %	99.9 %
PALACE	8	Hotels/service	1	12 071	0.1 %	99.8 %
RECKITT	4	Industrie	1	12 768	0.1 %	99.7 %
SALADA	4	Industrie	1	18 156	0.1 %	99.6 %
WORKERS	7	Finance/assurance	1	22 271	0.2 %	99.5 %
W.I.P.P.	4	Industrie	1	23 056	0.2 %	99.4 %
TERMINALS	8	Hotels/service	1	25 297	0.2 %	99.2 %
CARIB.STEEL	4	Industrie	1	26 910	0.2 %	99.0 %
H&L	6	Commerce	1	27 600	0.2 %	98.8 %
C.M.P.	4	Industrie	1	28 519	0.2 %	98.7 %
PEGASUS	8	Hotels/service	1	31 586	0.2 %	98.5 %
TRAFALGAR DEV.	7	Finance/assurance	1	33 555	0.2 %	98.2 %
PULSE INV.	9	Autres/holding	1	35 492	0.2 %	98.0 %
W.I.PUBLISHING	4	Industrie	1	40 000	0.3 %	97.8 %

TABLEAU 8

Classe 2 de capitalisation

Nom de la valeur	S	Nom du secteur	Cl	Capi	(%)	Cum.(%)
FREEPART	8	Hotels/service	2	46 071	0.3 %	97.5 %
PAN JAM	9	Autres/holding	2	49 062	0.3 %	97.2 %
DYOLL	7	Finance/assurance	2	53 676	0.4 %	96.8 %
ISLAND LIFE	7	Finance/assurance	2	54 000	0.4 %	96.4 %
I.C.D.	9	Autres/holding	2	72 000	0.5 %	96.1 %
N.C.C.	4	Industrie	2	75 219	0.5 %	95.6 %
GOODYEAR	4	Industrie	2	76 032	0.5 %	95.1 %
COURTS	9	Autres/holding	2	82 701	0.6 %	94.5 %
SEPROD	4	Industrie	2	87 840	0.6 %	94.0 %
GLEANER	9	Autres/holding	2	100 622	0.7 %	93.3 %
D B & G LTD.	2	Mine	2	112 500	0.8 %	92.6 %
FLOUR	4	Industrie	2	114 000	0.8 %	91.9 %
J.C.B.	7	Finance/assurance	2	136 800	0.9 %	91.1 %
CARIB CEMENT	4	Industrie	2	150 058	1.0 %	90.1 %
L.O.J.	7	Finance/assurance	2	159 150	1.1 %	89.1 %
RADIO JAMAICA	5	Transp./comm.	2	177 072	1.2 %	88.0 %

TABLEAU 9

Classe 3 de capitalisation

Nom de la valeur	S	Nom du secteur	Cl	Capi	(%)	Cum.(%)
M.S.B.	7	Finance/assurance	3	192 885	1.3 %	86.8 %
J.B.P.A.	9	Autres/holding	3	218 678	1.5 %	85.4 %
GRACE	9	Autres/holding	3	277 154	1.9 %	83.9 %
BERGER PAINTS	4	Industrie	3	282 000	2.0 %	82.0 %
N.C.B.	7	Finance/assurance	3	303 000	2.1 %	80.0 %
CIBC	7	Finance/assurance	3	303 920	2.1 %	77.9 %
LASCELLES	9	Autres/holding	3	386 883	2.7 %	75.8 %
CARRERAS	4	Industrie	3	391 386	2.7 %	73.1 %
D&G	4	Industrie	3	415 480	2.9 %	70.4 %
FIRST LIFE INS.	7	Finance/assurance	3	675 000	4.7 %	67.6 %
JA. BROILERS	1	Agriculture	3	682 110	4.7 %	62.9 %
CALDON FIN.	7	Finance/assurance	3	770 000	5.3 %	58.2 %
T.O.J.	5	Transp./comm.	3	820 831	5.7 %	52.8 %
CIBONEY GROUP	9	Autres/holding	3	1 500 800	10.4 %	47.1 %
KINGSTON WH.	9	Autres/holding	3	1 719 399	11.9 %	36.7 %
CIBIC W.I. HOLD.	7	Finance/assurance	3	3 581 642	24.8 %	24.8 %

TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION	1
I. LA MICROSTRUCTURE DE LA BOURSE DE VALEURS DE LA JAMAÏQUE	2
II. LES DONNEES ET LA METHODOLOGIE	3
II.1. Les données	3
II.2. Les variables	4
III. LES MODELES THEORIQUES UTILISES	4
IV. LES TESTS D'AUTOCORRELATION.....	5
IV.1. L'autocorrélation d'ordre h	5
IV.2. L'autocorrélation des H premiers ordres	5
V. TEST DE RAPPORT DE VARIANCES	6
V.1. Tests simples (homoscédastiques)	6
V.2. Tests modifiés (hétéroscédastiques)	7
VI. LES RESULTATS.....	7
CONCLUSION.....	12
BIBLIOGRAPHIE.....	13
ANNEXES : REPARTITION PAR SECTEUR.....	14