JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

PATRICE FONTAINE

Peut-on prédire l'évolution des marchés d'actions à partir des cours et des dividendes passés ? (tests de marche au hasard et de co-intégration)

Journal de la société statistique de Paris, tome 131, nº 1 (1990), p. 16-36

<http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1990__131_1_16_0>

III

ARTICLES

PEUT-ON PRÉDIRE L'ÉVOLUTION DES MARCHÉS D'ACTIONS À PARTIR DES COURS ET DES DIVIDENDES PASSÉS ? (tests de marche au hasard et de co-intégration)

Patrice FONTAINE *

Université LYON II

L'objet de cet article est d'examiner s'il est possible de prévoir l'évolution des marchés d'actions à partir des cours et des dividendes passés.

Pour ceci, nous appliquons deux types de tests : les tests de marche au hasard et de co-intégration à plusieurs pays (Etats-Unis, France, Grande-Bretagne, Japon et RFA) avec des données mensuelles.

Les différents tests de marche au hasard (test de racine unitaire, test de variance et test de Box et Pierce) réalisés indiquent qu'il n'est pas possible de prévoir les cours futurs à partir des cours passés.

Quant aux tests de co-intégration des cours et des dividendes, ils nous permettent de conclure que pour un pays, la Grande-Bretagne ; il est possible de prévoir les cours futurs à partir des cours et des dividendes passés.

The purpose of this article is to find out whether past prices and dividends help us to forecast the evolution of stocks markets.

We shall apply two types of tests : random walks and co-integration tests to several countries (US, France, GB, Japan and West Germany) with monthly data.

The results of the various random tests (unit root test, variance test and Box and Pierce test) show that past prices and dividends provide no help in the forecasting of future ones.

We can conclude from the results of the co-integration tests of prices and dividends that for the country the Great Britain, past prices and dividends make the forecasting of future prices possible.

---

* Je remercie Monsieur le professeur G. Gallais-Hamonno pour ses commentaires et suggestions. Les erreurs et insuffisances qui subsistent sont, bien entendu, ma propriété résiduelle.

Plusieurs articles récents indiquent qu'il est possible de prévoir en partie les cours des actions. La conclusion habituellement tirée des tests de données mensuelles est qu'une petite partie, 3 à 5%, des rentabilités mensuelles est prévisible, tandis qu'avec des analyses pluri-annuelles, Porteba et Summers (1987) ainsi que Fama et French (1987) montrent que la partie prévisible des rentabilités représente 25 à 40% des rentabilités.

Estimer les rentabilités anticipées est donc possible et constituerait un apport en gestion de portefeuille. En effet, dans le cadre de la théorie du portefeuille, les rentabilités anticipées des actifs financiers sont des variables importantes. Pour estimer celles-ci, on utilise généralement les moyennes des rentabilités passées. L'incertitude associée aux rentabilités n'est jamais prise en compte. Or, les erreurs d'estimation des rentabilités anticipées ont une influence considérable sur les portefeuilles constitués. Une analyse approfondie des portefeuilles optimaux calculés à partir des moyennes des rentabilités passées indique une détérioration de la performance du portefeuille sur les périodes autres que celle utilisée pour calculer les moyennes. Il existe déjà certaines propositions pour mesurer les rentabilités anticipées ou corriger ce problème, Jorion (1984) et Merton (1980).

Le problème est en fait de savoir sur quelle information il faut se baser pour estimer les rentabilités anticipées. Par exemple, Fama et French (1987) trouvent que le ratio dividende sur cours est un prédicteur important, surtout à long terme.

Auparavant, la question beaucoup plus simple que nous nous posons et qui constitue l'objet de cet article, est de savoir si les cours futurs peuvent être prévus à partir des cours et des dividendes passés, en l'occurrence, un ensemble d'informations bien délimité. Pour ceci, deux tests économétriques sont utilisables : les tests de marche au hasard et de co-intégration.

La première partie est consacrée aux tests de marche au hasard. En effet, si comme l'affirment Fama et French (1987), une partie de l'évolution des cours est prévisible, alors ces résultats remettent en question l'hypothèse de marche au hasard.

Nous présentons tout d'abord les principes de trois tests de marche au hasard, assez brièvement pour deux tests classiques de la marche au hasard que sont le test d'autocorrélation (Box et Pierce, 1970) et le test de racine unitaire (Dickey et Fuller, 1981), et plus longuement pour le test de variance de Lo et MacKinlay (1988a). Ensuite, nous exposons les données utilisées pour ce test et nos résultats ainsi que l'analyse d'un autre processus supposé refléter le comportement des cours des actions.

La deuxième partie a pour but d'étudier s'il est possible de prévoir l'évolution des cours à partir des cours et des dividendes passés. L'ensemble des informations nécessaires est donc plus grand qu'auparavant. Pour ceci, nous testons si les cours et les dividendes sont des variables co-intégrées. La notion de co-intégration a été introduite par Granger (1981). Il s'agit d'une propriété possédée par certaines séries temporelles non stationnaires [1]. Ainsi, deux séries sont co-intégrées si elles sont toutes les deux non-stationnaires, et s'il existe une combinaison linéaire de ces deux variables $(X_t - bY_t)$ qui se révèle stationnaire. Une conséquence relative à l'efficience des marchés peut en être déduite. En effet, un marché d'actifs est efficient si un prix établi en t sur ce marché incorpore toute l'information disponible à cet instant, de telle sorte que les variations futures du prix ne peuvent pas être prévisibles. Or, d'après Granger (1986), les prix de deux marchés efficients ne peuvent pas être co-intégrés car si deux prix, X_t et Y_t, établis sur deux marchés efficients (ou sur un même marché efficient), sont co-intégrés, la variation $(X_t - X_{t-1})$ peut être en partie prévue à partir de la combinaison linéaire $(X_{t-1} - bY_{t-1})$ entre X et Y constatée en $t-1$. Or, il s'avère que les cours et les dividendes sont des variables co-intégrées lorsque l'on considère des données américaines annuelles, Campbell et Shiller (1987). Il semble donc qu'il soit possible de prévoir les variations futures des cours à partir d'une combinaison des cours et des dividendes passés.

Nous appliquons ces deux tests à plusieurs pays (Etats-Unis, France, Grande-Bretagne, Japon et RFA) avec des données mensuelles car c'est le seul type de données où il y a des ambiguïtés sur les résultats des tests de marche au hasard. En effet, dans ce cas, Lo et MacKinlay (1988a) ne rejettent pas la marche au hasard pour le marché américain, alors que les études de Fama et French (1987) indiquent que 5% des variations mensuelles des cours sont prévisibles. Quant aux tests de co-intégration des cours et des dividendes, ils ont seulement été appliqués aux données annuelles du marché américain.

I. Les cours des marchés d'actions suivent-ils une marche au hasard ?

Nous dirons qu'un cours X suit une marche au hasard arithmétique si

$$X_t = \mu + X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1}$$

où μ est la tendance et ε_t, le terme résiduel aléatoire avec $E(\varepsilon_t) = 0$ et $\text{cov}(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t) = 0$.

Cette équation signifie encore si elle est vérifiée que la meilleure prévision du cours en t est le cours établi en $t-1$.

L'intérêt de tester la marche au hasard est dû au fait que c'est une première étape dans notre connaissance du processus de formation des prix des actions, et que si elle n'était pas vérifiée, il serait possible de prévoir les cours futurs

1. Une série X est dite stationnaire si dans la régression suivante $X_t = a + b\ X_{t-1} + c, |b| < 1$.

à partir des cours passés. De plus, la marche au hasard est souvent une hypothèse ou une implication dans plusieurs modèles, Lucas (1978), Shiller (1981), Kleidon (1986) et Marsh et Merton (1986). Dans ce cas, ce sont les cours plus les dividendes qui suivent une marche au hasard et non pas les cours seuls. En règle générale, il n'y a pas d'équivalence entre ces deux cas de figures. En effet, considérer que les cours (dividendes inclus) suivent une marche au hasard revient à considérer que le taux de rentabilité (plus ou moins-values + dividendes/cours initial) est constant tandis que considérer que les cours seuls suivent une marche au hasard revient à considérer que le rapport plus ou moins-values sur cours initial est constant. En conséquence, l'équivalence entre ces deux suppositions nécessite que le rapport dividende sur cours initial soit constant.

Les différentes analyses de la marche au hasard considérant plutôt les cours, dividendes inclus, que les cours seuls, nous avons analysé les cours, dividendes inclus.

De plus, il est souvent supposé que les cours suivent non pas une marche au hasard arithmétique mais une marche au hasard géométrique. Pour ceci, il suffit de prendre le logarithme du cours et non pas le cours lui-même dans l'équation (1). Afin de pouvoir comparer notre analyse aux autres tests de marche au hasard, nous considérons dans cette section uniquement les logarithmes des cours, dividendes inclus qui sont les variables retenues dans les tests de marche au hasard.

Avant de présenter nos données et nos résultats, un bref rappel des méthodologies de trois tests de marche au hasard est effectué.

1) *Rappel : trois tests de marche au hasard*

Trois types de tests sont brièvement présentés : en premier, un test de variance, en second un test de racine unitaire et en dernier un test de corrélation. Pour une présentation plus complète, le lecteur peut se référer aux articles de Box et Pierce (1970), de Dickey et Fuller (1981), de Philipps (1987) et de Lo et MacKinlay (1988 a et b).

a) Le test du ratio de variance

Ce test étant plus récent, nous l'exposons un peu plus longuement que les deux autres. Un développement détaillé est réalisé par Lo et MacKinlay (1988a).

L'idée sous-jacente du test est que la variance des variations d'un cours suivant une marche au hasard est une fonction linéaire de la période d'observation. Par exemple, si les cours d'une action suivent une marche au hasard logarithmique, la variance de la série mensuelle des variations des logarithmes des cours doit être égale à quatre fois la variance de la série hebdomadaire des variations des logarithmes des cours.

Ceci est dû à l'hypothèse de marche au hasard. Cette dernière implique que les résidus ε_t, équation (1), ne sont pas autocorrélés ou encore que les variations de X_t ne sont pas prévisibles à partir des variations passées; ce qui différencie la marche au hasard de la martingale où aucune restriction n'est imposée sur les autocorrélations des résidus.

Le test est développé en fonction de deux hypothèses qui intègrent cette caractéristique de la marche au hasard. La première H_1 est que les résidus sont des gaussiens distribués de façon identique et indépendante tandis que la seconde H_2, plus générale, suppose que les résidus sont toujours indépendants mais ne suivant pas obligatoirement une loi normale. De plus, les variances des résidus ne sont plus identiques.

Dans le cas où les résidus sont des gaussiens indépendants et de variances identiques, si l'on a $nq+1$ observations $X_0, X_1, \ldots\ldots\ldots\ldots, X_{nq}$ de X_t où n et q sont des entiers plus grands que 1, les estimateurs du maximum de vraisemblance pour les paramètres μ (moyenne des différences premières de X_t) et σ_0^2 (variance des différences premières de X_t) sont :

$$\hat{\mu} = 1/nq \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1}) \tag{2}$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = 1/nq \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2 \tag{3}$$

L'estimateur σ_a^2 est simplement la variance de la différence première de X_t. Il est convergent, asymptotiquement normal et efficace.

Et si l'on considère la variance de la différence $q^{\text{ième}}$ de X_t qui est égal à q fois la variance de σ_a^2, nous obtenons en la divisant par q l'estimateur $\sigma_b^2(q)$ qui converge aussi vers σ_0^2

$$\hat{\sigma}_b^2(q) = 1/nq^2 \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \tag{4}$$

Dans ce cas, la moyenne des différences $q^{\text{ième}}$ est égale à $q\mu$.

Ces différents estimateurs sont consistants, c'est-à-dire que lorsque le nombre d'observations augmente et tend vers l'infini, ils convergent vers les estimateurs de la population; en particulier σ_0^2. De plus, les estimateurs σ_a^2 et σ_b^2 sont asymptotiquement efficaces et suivent asymptotiquement une loi de Gauss.

Un ajustement supplémentaire permet d'obtenir des estimateurs non biaisés de la manière suivante :

$$\bar{\sigma}_a^2 = 1/(nq-1) \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2 \tag{5}$$

$$\bar{\sigma}_b^2(q) = 1/m \sum_{k=q}^{nq} (X_k - X_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \tag{6}$$

où

$$m = q(nq - q + 1)(1 - (q/nq))$$

On construit $M_r(q) = (\sigma_b^2(q)/\sigma_a^2) - 1$. Un test de H_1 consiste à tester si $M_r(q)$ est égal à zéro. Pour ceci, on utilise le fait que $M_r(q)$ est égal à zéro. Pour ceci, on utilise le fait que $M_r(q)$ a asymptotiquement la distribution suivante :

$$(nq)^{1/2} M_r(q) \stackrel{a}{=} N[0, 2(2q-1)(q-1)/3q] \tag{7}$$

$\stackrel{a}{=}$: tendance asymptotique

et l'hypothèse de marche au hasard est rejetée si $z_1(q)$, équation (8), est supérieur à 1,96.

$$z_1(q) = (nq)^{1/2} M_r(q)\ (2(2q-1)(q-1)/3q)^{-1/2} \stackrel{a}{=} N(0,1) \tag{8}$$

Pour avoir une idée de ce que signifie le ratio de variance, on peut exprimer $M_r(q)$ comme suit :

$$\overline{M}_r(q) \approx [2(q-1)/q]\ \hat{p}(1) + [2(q-2)/q]\ \hat{p}(2) + \cdots + [2/q]\ \hat{p}(q-1). \tag{9}$$

où $p(j)$ indique le coefficient d'autocorrélation d'ordre j.

$$\hat{p}(j) = \frac{\sum\limits_{k=j+1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \mu)\ (X_{k-j} - X_{k-j-1} - \mu)}{\sum\limits_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \mu)^2}$$

Le ratio de variance est approximativement une combinaison linéaire des $q-1$ premiers coefficients d'autocorrélation des différences premières de X_t dont les poids déclinent arithmétiquement.

Malgré toutes ces corrections, il subsiste un problème statistique important qui peut remettre en question la validité du test. En effet, d'après de nombreuses analyses, les variances des résidus changent dans le temps et ne suivent pas exactement une loi normale; ce qui entraîne des problèmes d'hétéroscédasticité et remet en question le test proposé. Dans ce cas, Lo et MacKinlay montrent que le calcul de la statistique $M_r(q)$ est toujours valable mais que le test statistique correspondant à cette hypothèse H_2 est maintenant $z_2(q)$:

$$z_2(q) = (\hat{V}(q))^{-1/2}\ M_r(q) \tag{10}$$

où

$$\hat{V}(q) = \sum_{j=1}^{q-1} [2(q-j)/q]^2\ \hat{\delta}(j)$$

et

$$\hat{\delta}(j) = \frac{[\sum\limits_{k=j+1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \mu)^2\ (X_{k-j} - X_{k-j-1} - \mu)^2]}{[\sum\limits_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \mu)^2]^2}$$

$V(q)$ est, en fait, une estimation de la variance de $M_r(q)$ et $\delta(j)$, une estimation de la variance du coefficient d'autocorrélation d'ordre j.

b) Le test de racine unitaire

L'objet de ce type de test est surtout de voir si la série analysée est stationnaire, c'est-à-dire si dans la régression (2), $|\delta| < 1$. L'hypothèse de racine unitaire ou de marche au hasard est : $\delta = 1$.

$$X_t = \alpha + \beta t + \delta \ X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{11}$$

Or, lorsque δ est proche de un, il est nécessaire d'avoir des échantillons de très grande taille (> 500) pour que la distribution du t de δ soit normale, Fuller (1976, p 338).

Dikey et Fuller (1981) utilisent des simulations de Monte-Carlo pour obtenir la distribution du t de δ. En pratique, la régression suivante est réalisée :

$$DX_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{12}$$

avec $DX_t = X_t - X_{t-1}$

et l'hypothèse nulle de racine unitaire est : $\delta = 0$. Nous appelons ce test $D-F$.

Et de façon plus générale, lorsque l'hypothèse alternative est que le processus suivi par la série est un processus autorégressif d'ordre i, Dickey et Fuller (1981) proposent de réaliser la régression suivante :

$$DX_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=4} \tau \ DX_{t-i} + \varepsilon_t \tag{13}$$

Dans (13), l'ordre du processus est égal à quatre, hypothèse que nous conservons par la suite. Cette hypothèse de processus auto-régressif d'ordre i est rejetée si $|\delta|$ n'est pas significativement différent de zéro.

Les simulations de Dikey et Fuller (1981) pour le t de δ sont toujours valables. Nous appelons ce test ajusté D-F-A.

Pour les tests D-F et D-F-A, l'hypothèse d'une racine unitaire est rejetée si le t de δ est supérieur à 3,44 à un seuil de confiance de 5% lorsqu'il y a une tendance temporelle et 200 observations.

c) Le test de Box et Pierce (1970)

Le test de Box et Pierce (1970) est un test d'autocorrélation des résidus ε_t (équation 1) où l'on calcule la statistique suivante :

$$Q_1(q) = nq \sum_{k=1}^{q-1} \hat{p}^2(k) \tag{14}$$

nq : le nombre d'observations.

$\hat{p}(k)$: l'estimation du coefficient d'autocorrélation d'ordre k des résidus ε_t.

$Q_1(q)$ est asymptotiquement distribué comme le χ^2 avec $q - 1$ degrés de liberté.

L'hypothèse d'une autocorrélation d'ordre $q-1$ nulle est rejetée si $Q_1(q)$ est supérieur à la valeur du χ^2 pour $q-1$ degrés de liberté et pour le seuil de confiance considéré.

On retrouve une certaine analogie avec $M_r(q)$, où contrairement à $M_r(q)$, Q_1 donne la même pondération à tous les coefficients d'autocorrélation, les coefficients d'autocorrélation étant eux-mêmes au carré. Les propriétés de Q_1 sont différentes de celles de $M_r(q)$ et sont moins satisfaisantes d'après les simulations de Lo et MacKinlay (1988b). Ces simulations indiquent aussi que le test de variance est plus puissant que celui de racine unitaire.

Pour prendre en compte les effets de dépendance et d'hétéroscédasticité, on peut utiliser le principe de calcul de z_2 (équation 10) et on obtient

$$Q_2(q) = \left[\hat{V}(q)\right]^{-1} \cdot \sum_{k=1}^{q-1} \hat{p}^2(k) \tag{15}$$

avec

$$V(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \delta(j)$$

et

$$\delta(j) = \frac{[\sum_{k=j+1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \mu)^2 \, (X_{k-j} - X_{k-j-1} - \mu)^2]}{[\sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \mu)^2]^2}$$

Le test d'une autocorrélation d'ordre $q-1$ nulle est ensuite identique à celui de $Q_1(q)$.

2) *L'analyse empirique*

a) Les données

Cinq marchés d'actions sont analysés : la RFA, la Grande-Bretagne, les Etats-Unis, la France et le Japon. Dans cette section, les données utilisées sont les indices mensuels des marchés des actions et les indices de prix à la consommation correspondants.

– Les indices des marchés d'actions :

Les indices des marchés d'actions sont ceux de Morgan Stanley Capital International. Pour chaque pays, l'indice du marché d'actions est constaté chaque fin de mois, de décembre 1971 à décembre 1987. Nous avons 193 observations par indice et par pays. Les variations des indices sont calculées dividendes inclus afin de pouvoir comparer les résultats de notre étude avec les analyses faites dans ce domaine. Pour chaque marché, nous avons chaque mois les dividendes versés les douze derniers mois. Nous les avons divisés par douze pour obtenir les dividendes mensuels.

– Les indices des prix à la consommation :

Pour chaque pays, c'est l'indice des prix à la consommation publié par les statistiques financières internationales, FMI. La période d'observation est identique à celle de l'indice des actions.

Nous avons chaque fois réalisé une analyse en termes nominaux et en termes réels.

b) Les résultats

Pour le test du ratio de variance, nous avons calculé pour chaque pays et pour plusieurs décalages, $q = 2, 3, 4, M_r(q) + 1$ qui doit être significativement supérieur à un pour pouvoir rejeter l'hypothèse de marche au hasard. Pour ceci, les valeurs de $z_1(q)$ et de $z_2(q)$ doivent être supérieures à 1,96. Nous avons reporté pour chaque analyse $M_r(q) + 1$ ainsi que $z_1(q)$ et $z_2(q)$.

Dans le tableau I, nous retrouvons pour les Etats-Unis les mêmes résultats que ceux obtenus par Lo et MacKinlay (1988a); en l'occurrence que l'hypothèse de marche au hasard n'est pas rejetée pour des données mensuelles. Le fait d'utiliser un indice différent de Lo et MacKinlay n'affecte pas la nature des résultats. Nous trouvons des chiffres légèrement inférieurs, ce qui correspond à la tendance observée par Lo et MacKinlay car dans leur deuxième sous-période, les $M_r(q)$ sont plus faibles que dans leur première sous-période.

En fait, il y a seulement un pays, la France, pour lequel l'hypothèse de marche au hasard est rejetée pour le décalage $q = 2$ et uniquement pour les données réelles.

Il faut noter que le comportement du Japon est différent de celui des autres pays car plus q est élevée, plus $M_r(q)$ est grand. En fait, contrairement à ce qu'affirment Lo et MacKinlay (1988a), il n'y a pas de comportement systématique de $M_r(q)$ en fonction de q, en l'occurrence que $M_r(q)$ diminue avec q.

Quant aux tests de racine unitaire et d'autocorrélation résumés dans les tableaux II et III, ils indiquent que l'hypothèse de marche au hasard n'est pas rejetée quel que soit le pays considéré.

c) Un processus alternatif pour décrire les cours des actions

Il est intéressant d'examiner si des modèles autres que la marche au hasard peuvent expliquer le comportement des cours des actions. Par exemple, Summers (1986) et Fama et French (1987) supposent que le processus décrivant les variations des cours des actions est la somme d'une marche au hasard et d'un processus stationnaire.

$$X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t + \mu_t \tag{16}$$

où

– ε_t est une marche au hasard

TABLEAU I

Test de variance

Pays	Nombre Nq d'observations		Nombre q de décalages 2	3	4
Etats-Unis					
nominale	193		1,04	1,03	0,99
		z_1	(0,50)	(0,22)	(−0,03)
		z_2	(0,41)	(0,10)	(−0,03)
réelle	193		1,02	1,02	1,00
		z_1	(0,24)	(0,13)	(0,03)
		z_2	(0,20)	(0,11)	(0,02)
France					
nominale	193		1,13	1,14	1,13
		z_1	(1,87)	(1,33)	(0,89)
		z_2	(1,81)	(1,34)	(1,02)
réelle	193		1,14	1,16	1,17
		z_1	(2,00) *	(1,54)	(1,15)
		z_2	(2,00) *	(1,56)	(1,32)
G-B					
nominale	193		1,09	1,07	1,08
		z_1	(1,29)	(0,65)	(0,56)
		z_2	(0,85)	(0,42)	(0,41)
réelle	193		1,10	1,09	1,10
		z_1	(1,52)	(0,88)	(0,70)
		z_2	(1,04)	(0,59)	(0,53)
Japon					
nominale	193		1,04	1,09	1,15
		z_1	(0,65)	(0,92)	(1,05)
		z_2	(0,66)	(0,90)	(1,14)
réelle	193		1,08	1,16	1,25
		z_1	(1,18)	(1,57)	(1,70)
		z_2	(1,14)	(1,50)	(1,79)
RFA					
nominale	193		1,09	1,11	1,07
		z_1	(1,37)	(1,07)	(0,48)
		z_2	(0,89)	(0,75)	(0,39)
réelle	193		1,10	1,112	1,08
		z_1	(1,47)	(1,15)	(0,57)
		z_2	(0,99)	(0,83)	(0,48)

– Nous avons sur la première ligne la valeur de $M_r(q) + 1$, et sur les deuxième et troisième lignes, les valeurs de $z_1(q)$ et de $z_2(q)$. * indique que $M_r(q) + 1$ est significativement différent de un au seuil de confiance de 5% si z_1 ou z_2 est supérieur à 1,96. Dans ce cas, l'hypothèse de marche au hasard est rejetée et on l'indique par un astérisque.

TABLEAU II

Test de racine unitaire

Pays		Nombre N_q d'observations		nominales	réelles
	DF	193	a	−0,045	−0,030
			t	(−2,51)	(−2,01)
			F	4,12	3,53
Etats-unis			DW	1,91	1,90
	DFA	193	a	−0,047	−0,031
			t	(−2,50)	(−2,01)
			F	1,54	1,33
			DW	1,99	1,99
	DF	193	a	−0,030	−0,023
			t	(−2,11)	(−1,85)
			F	2,81	2,71
France			DW	1,74	1,74
	DFA	193	a	−0,033	−0,027
			t	(−2,32)	(−2,13)
			F	1,99	2,05
			DW	2,01	2,01
	DF	193	a	−0,064	−0,040
			t	(−3,18)	(−2,58)
			F	5,82	5,07
G-B			DW	1,80	1,79
	DFA	193	a	−0,069	−0,041
			t	(−3,39)	(−2,58)
			F	3,33	2,80
			DW	1,98	1,99
	DF	193	a	−0,025	−0,007
			t	(−1,22)	(−0,51)
			F	1,18	2,03
Japon			DW	1,92	1,89
	DFA	193	a	−0,038	−0,014
			t	(−1,71)	(−0,99)
			F	0,81	1,13
			DW	1,98	1,99
	DF	193	a	−0,033	−0,029
			t	(−2,11)	(−2,09)
			F	2,42	2,69
RFA			DW	1,82	1,81
	DFA	193	a	−0,037	−0,033
			t	(−2,38)	(−2,33)
			F	1,45	1,55
			DW	1,98	1,98

– la valeur critique du t est, à un seuil de confiance de 5%, égal à 3,44 lorsqu'il y a une tendance temporelle. Lorsque $t(\alpha)$ est supérieur à cette valeur, l'hypothèse de marche au hasard est rejetée et on l'indique par un astérisque.

TABLEAU III
Test de Box-Pierce

Pays	Nombre Nq d'observations		Nombre q de décalages 2	3	4
Etats-Unis					
nominale	193				
		Q_1	0,309	0,666	0,971
		Q_2	0,204	0,505	0,776
réelle	193				
		Q_1	0,092	0,272	0,750
		Q_2	0,062	0,209	0,607
France					
nominale	193				
		Q_1	3,274	3,829	4,437
		Q_2	3,240	4,019	4,820
réelle	193				
		Q_1	3,759	4,072	4,972
		Q_2	3,742	4,435	5,488
G-B					
nominale	193				
		Q_1	1,661	3,118	5,587
		Q_2	0,716	1,342	2,641
réelle	193				
		Q_1	2,347	3,704	5,379
		Q_2	1,109	1,620	2,710
Japon					
nominale	193				
		Q_1	0,406	1,138	1,910
		Q_2	0,418	1,032	1,764
réelle	193				
		Q_1	1,386	3,016	4,370
		Q_2	1,294	2,634	3,793
RFA					
nominale	193				
		Q_1	1,707	1,716	2,887
		Q_2	0,730	1,049	1,996
réelle	193				
		Q_1	1,969	1,970	3,165
		Q_2	0,895	1,261	2,238

– l'hypothèse de marche au hasard est rejetée à un seuil de confiance de 5% lorsque Q_1 et Q_2 sont supérieurs à 3,84 pour $q = 2$, à 5,99 pour $q = 3$ et à 7,81 pour $q = 4$. Ceci est indiqué par un astérisque.

– μ_t est un processus stationnaire; plus précisément, un processus autorégressif du premier ordre du type $AR(1)$: $\mu_t = \alpha\mu_{t-1} + \delta_t$ avec $\alpha < 1$ et δ_t une marche au hasard.

Dans ce cas, les variations doivent être négativement corrélées et plus la période utilisée pour calculer les variatons est grande, plus cette corrélation doit être négative. Si cela est vérifié, dans notre analyse, $M_r(q)$ doit être négatif et de plus en plus négatif lorsqu'on augmente q. Si l'on considère $M_r(q)+1$, il doit être inférieur à un et de plus en plus faible lorsqu'on augmente q. Dans le tableau I, nous constatons un seul cas où cette hypothèse n'est pas rejetée : les USA, données nominales, $q = 4$. Ce cas est aussi indiqué par Lo et MacKinlay (1988a).

Cette hypothèse n'est donc pas mieux supportée par notre analyse que l'hypothèse de marche au hasard; elle ne constitue pas une alternative à celle-ci.

Après avoir montré qu'il n'est pas possible de prévoir l'évolution des cours à partir des cours passés, nous allons examiner s'il est possible de prévoir l'évolution des cours à partir des cours et des dividendes passés en se basant sur le principe de la co-intégration.

II. Tests de co-intégration

Jusqu'au début des années 80, la majeure partie des analyses économétriques se basaient sur l'hypothèse que les processus suivis par les données analysées étaient stationnaires. Malheureusement, beaucoup de variables économiques ont vu leur moyenne et leur variance varier fortement; ce qui fait que la plupart des tests proposés n'étaient pas pertinents.

Pour résoudre ce problème, quelques auteurs ont proposé de différencier les variables de façon à enlever les tendances associées à ces variables, mais certains auteurs ont rétorqué que ceci pouvait engendrer des problèmes économétriques, et de plus entraînait la perte de l'information donnée par la tendance à long terme. Pour remédier à ceci, le concept de co-intégration a été introduit par Granger (1981), Granger et Weiss (1983), Granger (1986) et Engle et Granger (1987).

L'idée est, si l'on se réfère à la théorie économique, qu'il y a des relations stables entre certaines variables et qu'à long terme, ces variables doivent évoluer ensemble. De telles variables peuvent avoir une évolution divergente à court terme si elles sont soumises à des facteurs saisonniers différents. Cependant, ceci ne durera pas car des forces économiques, telles que le marché ou les interventions étatiques, devraient les obliger à fluctuer ensemble. Des exemples de telles variables sont les taux d'intérêt de maturités différentes, les prix d'un bien dans des régions différentes... etc.

Le problème est de savoir empiriquement comment s'opèrent les corrections et de modéliser le comportement des variables. Par définition, cette analyse est temporelle, ce qui nous amène à rappeler quelques spécificités des séries temporelles..

1) *La notion de variables intégrées*

Considérons une série temporelle X_t mesurée à des intervalles de temps égaux. La première étape consiste à calculer la moyenne, la variance et les autocorrélations de cette variable. Si ces mesures sont invariantes dans le temps, alors la variable considérée est stationnaire. Nous dirons encore que le processus suivi par la variable est intégré d'ordre zéro. Cependant, dans la plupart des cas, il faut différencier la variable une fois avant qu'elle soit stationnaire, le processus suivi est alors intégré d'ordre un. Et si la série a besoin d'être différenciée d fois avant d'être stationnaire, elle est dite intégrée d'ordre d.

Le plus simple exemple d'un processus intégré d'ordre zéro est le bruit blanc, ε_t, où $\text{corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})$ est égale à zéro pour tout $k \neq 0$. Un autre exemple est le processus autorégressif d'ordre un suivant :

$$X_t = \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{17}$$

où $|\alpha| < 1$ et ε_t est un bruit blanc dont la moyenne est nulle.

En revanche, la marche au hasard est un processus intégré d'ordre un.

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{18}$$

C'est aussi un processus intégré d'ordre un lorsqu'on a une tendance μ.

2) *La notion de co-intégration*

Considérons un couple de variables X_t et Y_t dont les processus sont intégrés d'ordre un [2]. Normalement, une combinaison linéaire de X et de Y donne un processus intégré d'ordre un mais s'il existe une constante A telle que

$$Z_t = X_t - AY_t \tag{19}$$

est intégrée d'ordre zéro, alors X et Y sont dits « co-intégrés ». Cette équation est appelée l'équation de co-intégration.

Z ayant des propriétés temporelles différentes de celles de X et Y, la relation entre X et Y est bien particulière. Par exemple, les deux séries X et Y ont chacune une composante saisonnière importante mais de la même forme, ce qui fait que ces composantes s'annulent lorsqu'on les combine ensemble.

2. Dans cet article, nous nous limitons aux cas des variables dont les processus sont intégrés d'ordre un.

La relation

$$X_t = AY_t \tag{20}$$

est une relation à long terme ou d'équilibre, et Z_t dans l'équation (19) mesure le déséquilibre du système d'une certaine manière. Z_t s'appelle l'erreur d'équilibre.

Notons que cette analyse est facilement généralisable au cas où X et Y ont des tendances. Par exemple,

$$X_t = m_x(t) + X'_t \tag{21}$$

où X'_t est la variable X sans tendance et $m_x(t)$ est la tendance.

Une des propriétés associées aux variables co-intégrées est qu'elles peuvent être représentées sous la forme d'un modèle à correction d'erreur du type suivant, (Granger, 1983), Engle et Granger, 1985) :

$$(X_t - X_{t-1}) = a_1\ Z_{t-1} + b(Y_{t-1} - Y_{t-2}) + d(B)\varepsilon_{1t} \tag{22}$$

$$(Y_t - Y_{t-1}) = a_2\ Z_{t-1} + b(X_{t-1} - X_{t-2}) + d(B)\varepsilon_{2t} \tag{23}$$

où $Z_t = X_t - AY_t$ et B est un opérateur de retard, ε_{1t} et ε_{2t} sont des bruits pouvant être corrélés et $|a_1| + |a_2| \neq 0$.

La relation inverse tient aussi, c'est-à-dire que si des variables peuvent être représentées par ce modèle à correction d'erreur, elles sont co-intégrées.

Nous déduisons de ce modèle une conséquence quant à l'efficience. En effet, un marché d'actifs est informationnellement efficient si les prix des actifs établis sur ce marché prennent en compte toute l'information disponible au moment où ils sont établis.

Or, d'après le modèle à correction d'erreur, nous constatons que X_t peut être prévu partiellement à partir de Z_{t-1} et des variations retardées de Y_t. Ceci traduit un résultat énoncé par Granger (1986). Les prix de deux marchés efficients ne peuvent pas être co-intégrés.

En conséquence, si nous montrons que deux variables Y_t et X_t sont co-intégrées, nous pouvons en déduire que les marchés où sont établies les valeurs X_t et Y_t ne sont pas efficients et que l'on peut prévoir les futures valeurs de X_t ou de Y_t à partir des valeurs de Z_t aujourd'hui.

3) *Le principe d'un test de co-intégration*

Plusieurs étapes sont nécessaires :

– tout d'abord, il faut tester si les processus suivis par les séries initiales sont stationnaires (intégrés d'ordre 0). Pour ceci, on utilise un test de racine unitaire du type de celui de Dickey et Fuller (1981).

$$DX_t = \alpha + \beta\ t + \delta\ x_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=4} \tau\ DX_{t-i} \tag{13\textit{bis}}$$

DX_t indique qu'on est en présence de la différence première de X_t.

L'hypothèse nulle (non stationnarité) est $H_0 : \delta = 0$. Elle est rejetée si $|\delta| < 0$. La distribution du t statistique est celle donnée par Dickey et Fuller (1979) et Fuller (1976).

Ensuite, si les séries initiales ne sont pas stationnaires, on recherche quelle est la différence d de X_t et de Y_t qui est stationnaire. Nous nous limitons dans notre analyse au cas où la différence première de X_t et de Y_t est stationnaire.

Si X et Y sont deux processus intégrés d'ordre un, on forme l'équation de co-intégration :

$$X_t = \alpha + A\, Y_t + \varepsilon_t \tag{24}$$

La valeur de A est soit donnée par le modèle théorique supposé relier X et Y, soit donnée par la régression [3] de X sur Y. Il faut normalement qu'un modèle théorique existe afin de savoir quel est le sens de la causalité entre X et Y avant de faire la régression.

On teste ensuite si le résidu de l'équation (24), ε_t, est un processus intégré d'ordre 0.

$$D\varepsilon_t = \alpha + \delta\, \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=4} \tau\, D\varepsilon_{t-i} \tag{25}$$

S'il est préférable dans (13bis) d'intégrer le temps, dans (25) cela n'est pas utile car on montre qu'en combinant X et Y, ce qui est lié au temps doit disparaître.

Il existe plusieurs moyens de tester la co-intégration de X et Y à partir de l'équation (24). Pour ceci, le lecteur peut se référer à l'article d'Engle et Granger (1987). Ces auteurs indiquent que dans le cas de processus d'ordre non nuls, le test de Dickey-Fuller augmenté est préférable. Aussi, nous utilisons uniquement ce test. Cependant, pour ce type de variables obtenues à partir de l'équation (24), la distribution du $t(\delta)$ de l'équation (25) est différente de celle donnée de Dickey et Fuller (1979) et est fournie par Engle et Yoo (1987). L'hypothèse de co-intégration n'est pas rejetée si δ est significativement inférieur à zéro.

4) *Une application aux cours et aux dividendes*

Nous avons testé si les cours et les dividendes étaient des variables co-intégrées. L'idée est d'après Campbell et Shiller (1987) que si les cours sont donnés par le modèle d'actualisation des dividendes :

$$P_t = \sum_{k=1}^{k=\infty} (1/1+r)^k\, E_t(D_{t+k}) \tag{26}$$

3. Il faut noter que si les variables X et Y sont co-intégrées, une régression des moindres carrées ordinaires doit fournir une excellente estimation de β.

P_t : le cours de l'action à l'instant t

D_{t+k} : les dividendes versés au cours de la période $t + k$.

r : le taux d'actualisation supposé constant.

$E_t(\bullet)$: l'anticipation de la variable entre parenthèse à l'instant t.

et si D_t suit une marche au hasard arithmétique, en l'occurence un processus intégré d'ordre 1, alors la combinaison $P_t - (1/r)\ D_t$ doit être stationnaire, ce qui signifie que P_t et D_t sont co-intégrées. Nous obtenons l'équation de co-intégration (24) en régressant les cours sur les dividendes. A est donc estimé à partir de cette régression et non pas en se basant sur une valeur théorique de $(1/r)$.

Nous avons appliqué cette analyse aux données présentées dans le paragraphe I-2-a, les cours et les dividendes étant séparés maintenant. Nous l'avons aussi appliqué aux logarithmes des cours et des dividendes, l'idée étant que ce sont les logarithmes des cours et des dividendes qui sont des variables co-intégrées comme l'on supposé Leroy et Parke (1988) ainsi que Campbell et Shiller (1988b).

Nous avons reporté nos résultats dans les tableaux (IV) et (V). Dans le tableau (IV), nous avons testé la stationnarité des niveaux et des différences premières des dividendes et des cours pour chaque pays. Dans le tableau (V), nous avons testé la stationnarité du résidu de la régression des cours sur les dividendes.

Nous constatons qu'en dehors des Etats-Unis où les dividendes suivent un processus intégré d'ordre zéro, les cours et les dividendes suivent des processus intégrés d'ordre un. Nous observons aussi que les résultats sont pratiquement indépendants du type de variables considérées (nominal, log nominal, réel, log réel). En particulier, nous constatons que les hypothèses de marche au hasard arithmétique (lignes nominal et réel pour les variables initiales, cours et dividende) et géométriques (lignes log nominal et log réel pour les variables initiales, cours et dividende) ne sont pratiquement pas rejetées et *a priori*, pas plus l'une que l'autre.

Il y a un seul pays pour lequel l'hypothèse de co-intégration n'est pas rejetée, c'est la Grande-Bretagne, et ceci quelles que soient les données. Pour ce pays, les processus des cours et des dividendes sont intégrés d'ordre un (tableau IV), et l'hypothèse de stationnarité des résidus de l'équation (24) n'est pas rejetée (tableau V).

Ceci indique d'après l'analyse de la co-intégration qu'il est possible de prévoir pour la Grande-Bretagne l'évolution future des cours à partir des cours et des dividendes passés.

Conclusion

Contrairement aux analyses de la marche au hasard, basées sur des données hebdomadaires et annuelles, nos tests basés sur des données mensuelles

TABLEAU IV

La stationnarité des variables
(t statistique)

Pays	(1) Cours	(2) Dividende	(3) D(1) Cours	(4) D(1)Dividende
Etats-Unis				
nominal	−1,28	−3,32	−4,87*	−5,06*
log nominal	−2,31	−3,51*	−4,94*	−5,11*
réel	−0,23	−3,51*	−1,47	−5,33*
log réel	−0,41	−3,45*	−2,64	−5,18*
France				
nominal	−2,67	−3,05	−1,95	−5,87*
log nominal	−2,14	−3,22	−4,83*	−6,15*
réel	−2,33	−3,05	−4,06*	−6,32*
log réel	−1,96	−3,05	−4,76*	−6,17*
Japon				
nominal	−2,59	−3,40	−2,94	−6,39*
log nominal	−1,74	−3,39	−5,92*	−6,55*
réel	−2,16	−2,58	−3,82*	−6,74*
log réel	−1,38	−2,41	−5,73*	−6,65*
GB				
nominal	−2,19	−1,29	−5,82*	−6,09*
log nominal	−3,32	−4,03*	−6,32*	−7,13*
réel	−2,87	−2,31	−5,51*	−6,93*
log réel	−2,60	−2,43	−6,46*	−6,87*
RFA				
nominal	−2,07	−2,01	−5,07*	−7,32*
log nominal	−2,16	−2,38	−4,95*	−6,89*
réel	−2,16	−1,94	−5,18*	−7,15*
log réel	−2,13	−2,20	−4,97*	−6,73*

– $D(1)$ signifie différence première.

– Nous avons reporté le t de δ qui est significatif si sa valeur absolue est supérieure à 3,44 (200 observations) lorsqu'il y a une tendance temporelle, Dickey et Fuller (1979). Dans ce cas indiqué par un astérisque, δ est significativement inférieur à zéro et l'hypothèse de stationnarité n'est pas rejetée.

n'indiquent pas que pour les cinq marchés d'actions considérés, la marche au hasard est rejetée. Même si pour certains marchés, France, Grande-Bretagne et RFA, les ratio de variance sont plus élevés que pour les Etats-Unis et le Japon, la marche au hasard n'est pas rejetée ou très marginalement, deux cas sur douze pour la France. Nous constatons que contrairement aux autres pays, le Japon a des ratio de variance qui augmentent avec q.

TABLEAU V

Test de co-intégration
stationnarité des résidus de l'équation (24)

Pays	(1) Réel	(2) Log réel	(3) Nominal	(4) Log nominal
Etats-Unis	−2,14	−2,37	−2,44	−2,24
France	−2,33	−2,23	−2,25	−1,98
Japon	−1,78	−1,87	−1,98	−2,02
GB	−4,97*	−4,12*	−3,58*	−3,40*
RFA	−1,98	−1,95	−1,79	−1,79

– Nous avons reporté pour chaque pays et chaque donnée le t de δ (voir équation 25) qui est significatif au seuil de confiance de 5% lorsque sa valeur est supérieure à 3,25 ($n = 200$ observations) d'après le tableau 3 p 158, Engle et Yoo (1987). Dans ce cas indiqué par un astérisque, l'hypothèse de stationnarité de ε_t n'est pas rejetée, ce qui signifie que si les cours et les dividendes sont des processus intégrés d'ordre un, l'hypothèse de co-intégration des cours et des dividendes n'est pas rejetée.

Ainsi, même le test de ratio de variance qui est, d'après les simulations, le test de la marche au hasard le plus puissant actuellement, n'a pas permis de rejeter la marche au hasard. Cet échec est lié à la périodicité de nos données qui est mensuelle. En effet, pour les USA, lorsqu'on utilise des données hebdomadaires, la marche au hasard est fortement rejetée, Lo et MacKinlay (1988a). Or, de tous les pays que nous avons analysés, ce sont les USA qui ont les résultats les plus favorables à la marche au hasard. Il est donc probable qu'avec des données hebdomadaires, les rejets de la marche au hasard seraient encore plus forts pour les autres pays que pour les Etats-unis. La vérification de cette hypothèse pourrait constituer un élargissement possible de notre recherche.

De plus, des tests de racine unitaire du type de ceux proposés par Dickey et Fuller (1981) ainsi que les tests de Box-Pierce (1970) que nous avons réalisés sur les mêmes données indiquent que la marche au hasard n'est pas rejetée, quel que soit le pays considéré. A titre comparatif, avec les données réelles, en utilisant le test du ratio de variance, nous avons deux cas de rejet de la marche au hasard, pour la France avec $q = 2$, alors qu'il n'y a aucun rejet avec les autres tests. Le test basé sur le ratio de variance est le test le plus discriminant.

Nous constatons aussi que le processus supposé générer les cours des actions proposé par Summers (1986), Fama et French (1987) n'est pas validé par nos données.

En conclusion, avec des données mensuelles, il ne semble pas possible, en l'état actuel des choses, de prévoir les cours futurs à partir des cours passés.

A partir des tests de co-intégration des cours et des dividendes, nous avons un seul pays, la Grande-Bretagne, pour lequel nous pouvons prévoir l'évolution future des cours à partir des cours et des dividendes passés. Si ce résultat est limité, il reste à examiner si effectivement les prévisions que l'on pourrait faire à partir des équations de co-intégration pour la Grande-Bretagne sont valables.

Si nous comparons nos résultats à ceux de Campbell et Shiller (1987) pour le marché américain des actions, nous constatons que s'ils ne rejetent pas l'hypothèse de co-intégration avec des données annuelles, nous la rejetons avec des données mensuelles [4].

Pour les marchés d'actions, d'autres tests de co-intégration sont possibles. Plus particulièrement, on peut tester si les marchés d'actions sont eux-mêmes co-intégrés (co-intégration internationale) ou encore si les cours de plusieurs actions cotées sur un même marché sont co-intégrés (co-intégration nationale). Les tests de co-intégration s'avèrent dans ce cas plus complexes car le nombre de variables supposées co-intégrées est supérieur à deux. Dans ce cas, la méthodologie proposée par Granger (1986) n'est plus pertinente. Il est souhaitable d'utiliser des analyses multivariées. Dans cette optique, Bossaert (1988), et Cerchi et Havenner (1988) ont analysé si effectivement certaines valeurs du marché américain étaient co-intégrées et ont montré qu'avec des données mensuelles, cette hypothèse n'était pas rejetée.

BIBLIOGRAPHIE

BOSSAERT P. (1988) "Common Nonstationnary Components of Asset Prices", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 347-364.

BOX G. et PIERCE D. (1970) "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time series Models", *Journal of the American Statistical Association*, 65, 1509-1526.

CAMPBELL J. et SHILLER R. (1987) "Co-integration and Tests of Present Value Models", *Journal of Finance*, 95, 1062-1088.

CAMPBELL J. et SHILLER R. (1988) "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors", *Review of Financial Studies*, forthcoming.

CERCHI M. et HAVENNER A. (1988) "Co-integration and Stock Prices.", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 333-346.

DICKEY D. et FULLER W. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.

ENGLE D. et GRANGER C. (1987) "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing.", *Econometrica*, 55, 251-276.

ENGLE R. et YOO B. (1987) "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems.", *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.

FAMA E. (1970) "Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, 383-417.

4. Nous ne connaissons pas d'autres tests de co-intégration de ce type pour le marché américain des actions avec des données mensuelles.

FAMA E. et FRENCH K. (1987) "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of political economy*, 96, 246-273.

FRENCH K., SCHWERT W. et STAMBAUGH, R. (1987) "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19, 3-30.

FULLER W. (1976) «*Introduction to Statistical Times Series*", New York, John Wiley and Sons.

GRANGER C.W.J. (1981) "Some Properties of Times Series Data and Their Use in Econometric Model Specification.", *Journal of Econometrics*, 16, 121-130.

GRANGER C.W.J. (1986) "Developpments in The Study of Cointegrated Economic Variables.", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.

GRANGER C.W.J. et WEISS A. A. (1983) "Time Series Analysis of Error Correction Models" in Karlin, S., Amemiya, T. et Goodman, L.A. (eds), *Studies in Econometric Time-Series and Multivariate Statistics*, New-York, Academic Press.

JORION P. (1984) "Bayes Stein Estimation for Portfolio Analysis, Working paper, New-York, *Columbia University*.

KEIM M. et STAMBAUGH (1986) "Predicting Returns in Stock and Bond Markets," *Journal of Financial Economics*, 17, 357-390.

KLEIDON A. W. (1986) "Variance Bounds Tests and Stock Price Valuation Models.", *Journal of Political Economy*, 94, 953-1001.

LEROY S. F. et PARKE W.R. (1988) "Stock Price Volatility : A Test Based on The Geometric Random Walk", unpublished paper, *University of California*, Santa Barbara.

LO A. et MACKINLAY C. (1988a) "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test", *The Review of Financial Studies*, 1, 41-66.

LO A. et MACKINLAY C. (1988b) "The Size and of The Variance Ratio Test in Finite Samples : A Monte Carlo Investigation", Working Paper, *NBER*, n° 66.

LUCAS R. (1978) "Asset Prices in a Exchange Economy", *Econometrica*, 46, 1429-1446.

MARSH T. et MERTON R. (1986) "Dividend Variability and Variance Bound Tests for the Rationality of Stock Market Prices", *American Economic Review*, 76, 483-498.

MERTON R. (1980) "On Estimating The Expected Return on the market : An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics*, 8, p 323-361.

PHILIPPS P. (1987) "Times Series Regression with a Unit Root, *Econometrica*, 55, 277-302.

PORTEBA J. et SUMMERS L. (1986) "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review*, 76, 1142-1151.

PORTEBA J. et SUMMERS L. (1987) "Mean Reversion in Stock Returns : Evidence and Implications," *Journal of Financial Economics*, 22, 27-59.

SHILLER R. (1981) "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends ?", *American Economic Review*, 71, 421-436.

SUMMERS L. (1986) "Does the Stock Market Rationnaly Reflect Fundamental Values ?" *Journal of Finance*, 41, 591-600.

SCHWERT W. (1987) "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, 20, 73-103.