Cahiers Economiques de Bruxelles, N° 132, 4ème trimestre 1991

Efficience informationnelle du marché boursier : définitions, tests empiriques et interprétation cohérente des résultats *

R. GILLET
Professeur de Finance.
Faculté Libre des Sciences Economiques, Université Catholique de Lille.

This article provides a critical analysis of the empirical literature about the informational efficiency of stock markets. It has two major objectives. The first is to present an operational definition of this concept and summarize the main tests initially developed for the American stock exchanges. The second is to emphasize that the obtained results must be interpreted with care in part because they are based on various market places whose characteristics vary and also because these market places themselves evolve over time.

1. Introduction

Comme l'acquisition et l'utilisation d'informations remplissent un rôle primordial dans les décisions de placement des investisseurs, il n'est pas difficile de justifier l'attention particulière qui a été accordée ces vingt-cinq dernières années, aussi bien par le monde académique que par les praticiens, aux thèses relatives à l'efficience des marchés financiers. En effet, en évaluant leurs ensembles d'informations, les investisseurs doivent non seulement analyser la vraisemblance et la pertinence des informations qu'ils détiennent, mais également déterminer dans quelle mesure ces dernières ont déjà été prises en compte dans les prix des actifs rencontrés sur le marché.

* L'auteur tient à remercier Ronald Anderson, Robert Cobbaut, Alexis Jacquemin et Albert Minguet pour leurs précieux conseils et encouragements. De nombreuses discussions avec les participants aux sessions d'économie monétaire et financière du National Bureau of Economic Research à Boston ont également permis de compléter la bibliographie de cet article.

Etant entendu que la valeur d'une information dépend notamment de sa dispersion parmi les intervenants au marché, les décisions des investisseurs concernant le choix des informations à acquérir sont directement fonctions du degré d'efficience qu'ils accordent au marché financier. Dans l'hypothèse d'un marché jugé totalement efficient d'un point de vue informationnel, la recherche d'informations devient alors une perte de temps, toute l'information disponible étant, par définition, déjà contenue dans le cours des titres concernés.

Par conséquent, respectant le plus souvent les définitions de ROBERTS (1967) et FAMA (1970), de nombreuses études ont tenté de mettre au point différents tests permettant de confronter ponctuellement l'hypothèse du marché efficient au comportement effectif du cours ou du rendement des actions observé sur les principales bourses mondiales. Dans ce contexte, l'objectif essentiel de cet article est de présenter une synthèse critique des travaux empiriques qui ont contribué à enrichir de façon substantielle la littérature relative à l'efficience des marchés boursiers.

La structure de l'article est la suivante. Dans la seconde section, le concept d'efficience est défini et les principaux tests empiriques déjà réalisés sont successivement présentés. La troisième section souligne l'importance du caractère opérationnel de la définition et les risques liés à une généralisation trop rapide des résultats. Un frein est mis également à la confusion entre critiques des travaux consacrés à l'efficience et débat relatif à la rationalité du marché boursier dans son ensemble. La quatrième et dernière section est réservée aux conclusions.

2. Efficience du marché boursier : définitions et travaux empiriques

Au début des années 60 est né un important débat concernant le processus qui détermine l'évolution du cours des actifs boursiers. Initialement, la question posée était de savoir dans quelle mesure des changements successifs du prix des actions étaient indépendants les uns des autres ou, en d'autres termes, si ces derniers suivaient ou non un "random walk". Si la

réponse était positive, la connaissance de séries historiques reprenant le prix ou le rendement des titres ne pouvait être utilisée pour obtenir des taux de rendement anormalement élevés.

Comme différents travaux empiriques, dans la lignée de l'article pionnier de BACHELIER (1900), contribuaient successivement à valider l'hypothèse du random walk, l'attention du monde académique se focalisa alors sur l'analyse des mécanismes de détermination et d'établissement des prix sur les marchés financiers qui expliqueraient ce résultat a priori surprenant. La théorie des marchés efficients venait de naître.

Plusieurs définitions du marché efficient sont dès lors apparues, la plus simple et aussi la plus générale étant sans doute celle reprise par FAMA (1965) : "L'efficience du marché requiert qu'en établissant les prix des actions à tout instant t-1, le marché prenne en compte correctement toute l'information disponible." En terme de fonctionnement du marché, une définition similaire et très souvent utilisée de ce concept est mentionnée par JENSEN (1978) : "Par rapport à un ensemble donné d'informations, un marché est efficient s'il est impossible de réaliser des profits en échangeant sur base de cet ensemble d'informations, le terme "profits" désignant dans ce cadre des rendements ajustés pour le risque nets de tout coût, positifs."

Cependant, force est de constater le caractère très peu opérationnel de ces définitions au niveau de la construction de tests empiriques. En effet, la possibilité de réaliser ces tests est subordonnée à la définition préalable de l'ensemble des informations considérées comme disponibles. Par conséquent, l'analyse de l'efficience du marché boursier va essentiellement consister à mesurer les degrés de rapidité et de cohérence avec lesquels le marché intègre dans le prix des actions chaque ensemble particulier d'informations.

Depuis les travaux de ROBERTS (1967) et FAMA (1970, 1976), la mise en place de graduations dans l'ensemble d'informations a abouti à définir l'efficience informationnelle du marché boursier sous les trois formes progressives suivantes :

- *la forme faible* : toute l'information basée sur des séries historiques de cours ou de rendements est pleinement reflétée dans le cours des titres.

- *la forme semi-forte* : toute l'information publiquement disponible telle celle fournie par la presse, les rapports annuels, les prospectus d'émission, les annonces de scission ou d'attribution gratuite d'actions... est déjà contenue dans le prix des actions.

- *la forme forte* : toute l'information publique ou non est entièrement prise en compte dans le cours des actions.

A chaque fois qu'une de ces trois hypothèses se trouve être vérifiée, ses implications pratiques sont capitales en matière de gestion de portefeuilles, de sélection de stratégies d'investissement et d'analyse financière des sociétés concernées.

En effet, pour chaque forme d'efficience, il n'est évidemment plus possible pour un investisseur d'utiliser le type d'information envisagé pour obtenir systématiquement un excès de rendement : "excess return" ou "abnormal profit" dans la terminologie anglo-saxonne, c'est-à-dire un rendement ou un profit supérieur à la rémunération pour le risque [1].

Depuis la fin des années 60, la théorie financière s'est dès lors enrichie d'une série de tests empiriques (modifiés ou améliorés éventuellement par la suite) qui tentent d'étudier, sur les plus importantes places financières mondiales, les trois formes d'efficience qui viennent d'être définies. Sans vouloir être exhaustif, il est cependant possible de classifier les principaux tests élaborés pour chaque type d'efficience. Il convient de souligner que ces tests ne sont pas uniquement basés sur des concepts définis par le monde académique mais également sur des techniques développées par des praticiens.

---

[1] Une manière d'exprimer analytiquement cette notion d'excès de rendement au départ du Capital Asset Pricing Model (CAPM) ou Modèle d'Evaluation Des Actifs Financiers en Equilibre (MEDAFE) : $R_j > E(R_j) = R_f + [E(R_m) - R_f]\,\beta_j$.

2.1. Pour la forme d'efficience faible

a) l'hypothèse du "Random Walk"

Le "random walk" ou "marche au hasard" repose, rappelons-le, sur l'idée selon laquelle les changements de période à période dans le prix d'une action sont statistiquement indépendants. En d'autres termes, les changements futurs du prix des actions ne peuvent être prévus sur base de séries historiques : l'analyse des cours actuels ou passés ne fournissant aucune indication pour le futur.

Si cette hypothèse est confirmée, le marché est efficient au sens faible. Dès lors, tout travail effectué par un "chartiste" et basé uniquement sur des cours historiques est, par définition, sans valeur.

Bien que ce concept remonte aux travaux de BACHELIER (1900), Working (1934), COWLES et JONES (1937) et KENDALL (1953), il n'est réellement devenu un des piliers de l'analyse du comportement du prix des actions qu'en 1959 avec la publication des travaux de Roberts et Osborne, et reste encore souvent au centre d'apports récents en théorie financière.

En fait, l'étude menée par ROBERTS (1959) indiquait essentiellement, d'une part, qu'une série numérique, créée en cumulant des nombres sélectionnés aléatoirement, avait la même apparence que des séries chronologiques du prix des actions, et d'autre part, que les différences premières des nombres générés par une sélection aléatoire ressemblaient fortement aux différences premières de cours boursiers. Roberts concluait en souhaitant que des recherches supplémentaires soient menées pour démontrer si effectivement un processus aléatoire est une approximation soutenable de l'évolution du prix des actions.

De son côté, OSBORNE (1959), au départ de lois utilisées en physique et régissant les mouvements erratiques de petites particules suspendues en solution, établit qu'un grand degré de conformité existait entre ces

mouvements dénommés processus browniens et les mouvements décrits par le prix des actions : l'implication principale étant que les logarithmes des changements de prix soient alors indépendants les uns des autres. Bien que développé sur base d'une approche différente, ce travail conduisait donc à des constatations consistantes avec les observations de Roberts.

Les réactions du monde académique à ces deux contributions originales ont dès lors largement résidé en la mise au point de différents tests susceptibles de vérifier le caractère aléatoire des variations du prix des actions sur base d'échantillons de données élargis.

D'un point de vue purement théorique, il convient de souligner que SAMUELSON (1965) et MANDELBROT (1966) ont prouvé rigoureusement que l'indépendance des changements successifs du prix des titres est consistante avec l'hypothèse d'efficience du marché financier.

Au niveau des tests empiriques du "random walk", deux catégories peuvent en fait être distinguées : les tests paramétriques et les tests non paramétriques [2].

- Tests paramétriques ou analyses de régression.

Une manière simple de présenter les tests du "random walk" sous forme paramétrique consiste à imposer, pour chaque action, un rendement attendu constant dans le temps, c'est-à-dire :

$$\tilde{R}_{j,t} = \mu_j + \tilde{\varepsilon}_{j,t}$$

où μ_j est une constante propre à la $j^{ème}$ action.
$\tilde{\varepsilon}_{j,t}$ est une variable aléatoire avec une moyenne nulle, une variance finie et une corrélation sérielle nulle pour tout retard, k, supérieur ou égal à un.

Avec une telle spécification du terme aléatoire, $\tilde{\varepsilon}_{j,t}$, il est clair que :

[2] Pour une bonne synthèse concernant ces tests et leurs applications : voir FAMA (1976) et MALKIEL (1985).

$$E(\widetilde{R}_{j,t} \mid \mu_j) = \mu_j$$

et

$$COR(\widetilde{R}_{j,t}, \widetilde{R}_{j,t-k}) = COR(\widetilde{\varepsilon}_{j,t}, \widetilde{\varepsilon}_{j,t-k}) = 0.$$

Cependant, il est important de remarquer que l'hypothèse d'absence de corrélation sérielle entre les $\widetilde{\varepsilon}_{j,t}$ n'implique pas que ces derniers soient indépendants. Souvent négligée, cette observation permet de constater qu'en réalité, la majorité des tests empiriques du "random walk" tentent de vérifier des propriétés de martingale de second ordre, suffisantes pour la forme faible d'efficience, plutôt que des conditions d'indépendance stricte. Il est vrai qu'à l'exception du cas où la paire de variables aléatoires envisagées est issue d'une distribution normale bivariée, l'hypothèse d'indépendance complète est pratiquement impossible à prouver.

En terme de variations de prix journaliers, le test classique d'autocorrélation linéaire de premier ordre s'écrit :

$$\Delta P_t = \alpha + \rho \ \Delta P_{t-1} + \varepsilon_t$$

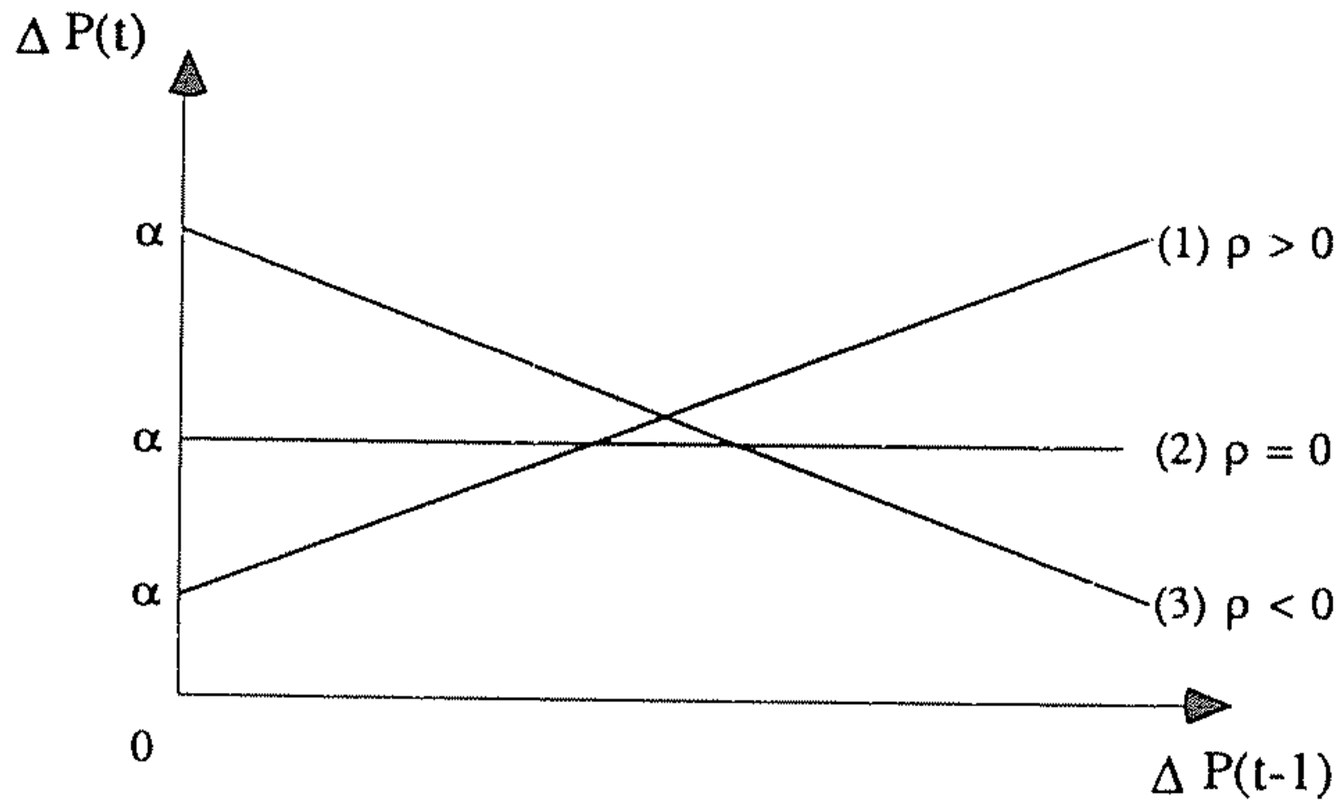
où α représente le changement du prix attendu qui est sans relation avec le changement du prix de la veille, et est supposé en moyenne positif étant donné la rémunération attendue pour le risque.

ρ mesure la corrélation existant entre ΔP_t et ΔP_{t-1}.

ε_t représente le terme d'erreur.

Les trois solutions possibles pour ρ peuvent être aisément illustrées grâce à la figure 1. A l'instar des travaux de référence de GRANGER et MORGENSTERN (1963,1970), COOTNER (1964) et FAMA (1965,1970), bon nombre d'études empiriques menées sur différentes places financières obtiennent des résultats cohérents avec l'hypothèse du "random walk" (droite (2) de la figure 1) et qui indiquent une corrélation entre ΔP_t et ΔP_{t-1} peu significative et dans la plupart des cas non statistiquement différente de 0. Même si on tient compte de variables retardées (ΔP_{t-2}, ΔP_{t-3},...), les résultats de ces travaux ne se trouvent pas modifiés de manière sensible.

FIGURE 1 : Corrélation entre ΔP_t et ΔP_{t-1}



Cependant, suite aux problèmes de non-stationnarité des deux premiers moments des distributions du rendement des actions, de nouveaux tests économétriques ont récemment été élaboré. Parmi ces derniers, il est intéressant de reprendre la philosophie du modèle "ARCH" (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) introduit par ENGLE (1982) et couramment appliqué ces dernières années aux séries historiques de rendements boursiers. Ce modèle vise à prendre en compte un phénomène souvent observé au niveau de l'évolution du cours des actions, à savoir qu'il existe des périodes pour lesquelles le prix des titres varie peu et des périodes pour lesquelles ce dernier est très volatil, et que par conséquent, les variances des rendements ne sont pas constantes dans le temps.

Afin de modéliser l'hétéroscédasticité, un processus ARCH d'ordre p par lequel les variances sont générées se définit comme :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\sigma_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p\sigma_{t-p}^2 + v_t$$

où σ_{t-i}^2 désigne la variance du terme d'erreur (ε_t) au temps t-i (i = 0, ..., p)

v_t représente le terme aléatoire [3].

[3] Si v_t est formulé comme une moyenne mobile de telle façon que le terme aléatoire s'écrive : $v_t + \gamma_1 v_{t-1} + \gamma_2 v_{t-2} + \dots + \gamma_q v_{t-q} + w_t$, cette extension définit alors un modèle GARCH (ARCH généralisé).

Le test ARCH porte alors sur l'hypothèse nulle $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_p = 0$ et les quatre étapes du test peuvent être synthétisées de la façon suivante :

1. Estimer l'équation $\Delta P_t = \alpha + \rho \Delta P_{t-1} + \varepsilon_t$ par moindres carrés ordinaires.

2. Dégager les résidus $\hat{\varepsilon}_t = \Delta P_t - \hat{\alpha} - \hat{\rho} \Delta P_{t-1}$ et les élever au carré afin de générer la série $\hat{\varepsilon}^2_{t-1}, \hat{\varepsilon}^2_{t-2}, ..., \hat{\varepsilon}^2_{t-p}$.

3. Régresser $\hat{\varepsilon}^2_t$ sur une constante, $\hat{\varepsilon}^2_{t-1}, \hat{\varepsilon}^2_{t-2}, ...,$ et $\hat{\varepsilon}^2_{t-p}$. Cette régression auxiliaire porte donc sur T-p observations.

4. A partir du R^2 de la régression auxiliaire, calculer $(T-p)R^2$. Sous l'hypothèse nulle H_0, $(T-p)R^2$ suit une distribution chi-carré à p degrés de liberté. Avec un intervalle de confiance de 5 %, il faut rejeter H_0 si $(T-p)R^2 > \chi^2_p(0.05)$.

5. Si H_0 est rejetée, il est possible d'obtenir des estimateurs consistants et asymptotiquement efficients des paramètres ($\hat{\alpha}$ et $\hat{\rho}$) par moindres carrés pondérés. La procédure à adopter consiste à définir un poids w_t pour chaque observation égal à l'inverse de l'écart-type du $t^{ème}$ résidu. Comme cet écart-type est inconnu, il faut soit supposer qu'il est proportionnel à une variable connue ou recourir à une équation auxiliaire pour estimer σ_t.

Dans la plupart des cas, ces nouveaux tests aboutissent à des résultats qui indiquent la présence d'une corrélation sérielle non négligeable dans les séries historiques de rendements journaliers, hebdomadaires et, très rarement, mensuels des actions [4]. Les causes de cette corrélation sont encore mal connues et les possibilités, si elles existent, de l'utiliser pour

[4] Pour des applications récentes : voir notamment Lo et Mac KINLAY (1988), POTERBA et SUMMERS (1988) et AKGIRAY (1989) et pour une synthèse des articles de référence analysant les conséquences des problèmes de non-stationnarité sur les propriétés statistiques des paramètres estimés et des tests de signification : voir HENDRY (1986).

réaliser des profits systématiques, sont loin d'être établies. Néanmoins, il reste incontestable que les conclusions de ces études ne peuvent que réactiver la controverse relative à l'hypothèse du "random walk" et, par conséquent, au caractère aléatoire des processus d'évolution suivis par le cours des actions.

Enfin, il convient d'ajouter que toute une série de travaux visant à analyser le comportement du rendement moyen des actions au travers du fonctionnement particulier des marchés boursiers, décèlent également certaines "anomalies", tels les effets de "saisonnalités des rendements journaliers et mensuels", de "mise en paiement du dividende" et d'"absence d'échanges", qui sont généralement de faible ampleur et difficilement exploitables systématiquement [5].

- Tests non paramétriques : le "Runs test"

Parmi les tests non paramétriques s'appliquant, par définition, indépendamment de la distribution de la variable aléatoire étudiée, le test des "runs" est assurément le plus connu. En effet, pour éviter que, suite à des observations extrêmes, l'analyse de régression ne conduise à un coefficient de corrélation fortement modifié, ce test permet de ne tenir compte que des signes des variations de prix et non de leur ampleur.

Ex.							
	Prix	100	110	108	101	109	108
	Variation		+10	-2	-7	+8	-1
	Signes		+	-	-	+	-

L'apparition répétée du même signe est appelée en anglais : un "run". Dans l'exemple, on dénombre quatre "runs" contenant respectivement 1, 2, 1 et 1 élément(s). Si les variations du prix des actions sont positivement corrélées, on devrait obtenir de longs runs (longues séries de signes positifs et de signes négatifs). Si elles sont négativement corrélées, on devrait alors observer des changements répétés de signes, caractérisés à l'extrême

[5] Voir par exemple FRENCH (1980), TINIC et WEST (1984), BOOTH et JOHNSTON (1984), THALER (1987), KEIM et FOERSTER (1989) et, pour un ouvrage de synthèse, DIMSON (1988).

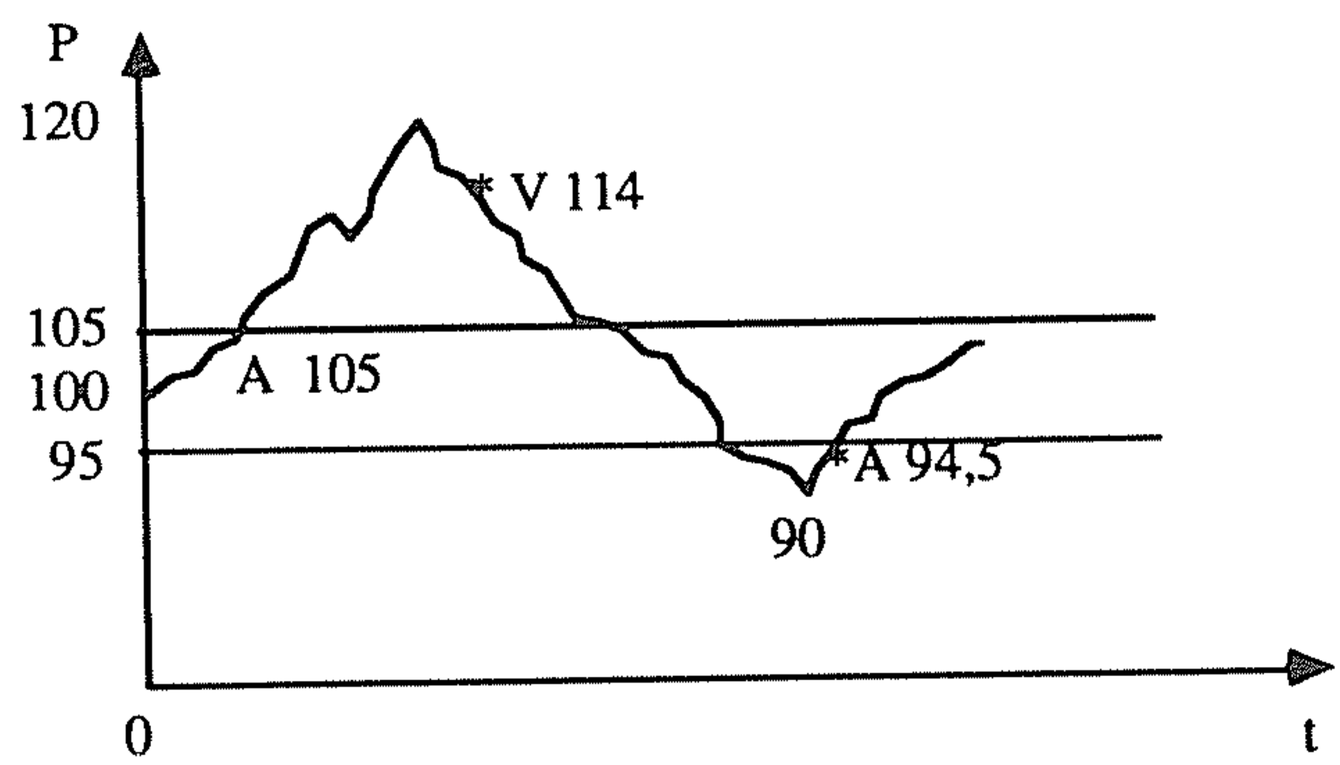
par + - + - + - (runs très courts). Si elles sont indépendantes, aucun des deux cas extrêmes précédemment définis ne devrait être rencontré.

La technique utilisée pour valider l'hypothèse d'indépendance consiste alors à comparer le nombre attendu de "runs" pour un nombre donné d'observations dans un contexte purement aléatoire au nombre réel de "runs" obtenus pour l'échantillon d'actions envisagé. Utilisant ce type d'analyse, FAMA (1965,1976) obtient, pour le marché boursier américain, des résultats qui tendent à valider l'hypothèse du "random walk". Force est cependant de constater le peu de crédit accordé par la suite à cette technique originale, délaissée au profit des analyses de corrélation par la communauté financière.

b) Règle des filtres

Basée sur une technique développée par les praticiens, cette méthode ne se réfère plus à une analyse systématique des variations du cours passé des titres et se résume aisément par un graphique.

FIGURE 2 : Règle du filtre à 5%



Par exemple, pour un filtre à 5%, la stratégie d'achat et de vente d'une action est entièrement illustrée par la figure 2. Si le cours de l'action est au départ de 100, l'investisseur ne prendra aucune position tant que le prix fluctuera dans une fourchette comprise entre 95 et 105. Une fois la

limite de 5% au-dessus du cours initial atteinte, l'action devra être achetée (soit A 105) et sera conservée aussi longtemps que le cours continuera à augmenter. De plus, lorsque ce dernier commencera à diminuer, il faudra atteindre à nouveau une baisse de 5% avant que l'action ne soit vendue (soit V 114). Enfin, aucun nouvel achat ne sera alors envisagé tant que le prix de l'action n'aura pas cessé de baisser et repris 5% (soit A 94,5).

Cette règle du filtre à X% permet-elle réellement de s'assurer un profit anormal systématique? ALEXANDER (1961) a comparé le rendement d'une politique "naïve" qui consiste à acheter aléatoirement une action au cours du jour et à la détenir ("buy and hold policy"), aux rendements de différentes règles de filtre. Les conclusions de ses investigations tentent à prouver, d'une part, la possibilité de réaliser des profits anormalement élevés grâce aux techniques de filtres, et d'autre part, l'existence de tendances persistantes dans les mouvements du prix des actions.

Cependant, les travaux d'Alexander souffrent de trois faiblesses majeures. En premier lieu, les paiements de dividende sont considérés à tort comme un bénéfice pour des ventes en position courte. Deuxièmement, les coûts de transaction ne sont pas pris en compte. Enfin, il est supposé que les échanges peuvent toujours être effectués aux cours exacts des signaux d'achat ou de vente. Tenant compte de ces omissions, FAMA (1965) et FAMA et BLUME (1966) ont pu démontrer que les règles de filtre ne génèrent pas de profits supérieurs à une politique de "buy and hold". Bien au contraire, les profits réalisés sont en moyenne inférieurs à cette politique naïve.

Basées sur d'autres variables liées à l'évolution du cours de l'action plutôt que sur le cours lui-même, d'autres règles de filtres ont fait l'objet d'analyse de rentabilité avec comme conclusion, une incapacité à offrir un excès de rendement. Par exemple, utilisant un filtre sur la moyenne mobile du cours de l'action, JENSEN et BENNINGTON (1970) ont obtenu un rendement moyen inférieur à une politique de sélection aléatoire, même avant déduction des coûts de transaction.

2.2. Pour la forme d'efficience semi-forte

a) la méthode des "Résidus Moyens Cumulés"

La méthode des "résidus moyens cumulés" est sans aucun doute la voie d'investigation par excellence pour aborder les tests d'efficience au sens semi-fort. En effet, elle permet de tester, d'une façon générale, la vitesse d'ajustement du prix des actions à différents types d'informations révélées au marché concernant les sociétés prises en compte individuellement telles que, par exemple, l'annonce de leurs résultats [6].

En marge des explications divergentes et souvent peu convaincantes visant à justifier l'augmentation observée du prix des actions scindées, FAMA, FISHER, JENSEN et ROLL (1969) ont véritablement mis en évidence les nombreuses possibilités de cette technique en analysant d'une manière rigoureuse les effets des scissions ou divisions sur le cours d'actions cotées sur le New York Stock Exchange (N.Y.S.E.). Dans un marché boursier efficient au sens semi-fort, il ne devrait en effet exister aucun motif rationnel qui permette de justifier pourquoi le fait de procéder à la scission d'un titre augmente sa valeur agrégée, sans que cette opération n'apporte une quelconque information à propos des perspectives futures de la firme envisagée.

Dans cet esprit, l'hypothèse retenue par Fama, Fisher, Jensen et Roll est de considérer que le marché interprète les scissions, qui sont très souvent accompagnées d'une augmentation du dividende, comme un signal annonçant un changement dans la politique de dividende de l'entreprise, lequel changement peut véhiculer de l'information relative aux prévisions des "managers" au niveau des bénéfices à venir [7].

---

6 Voir initialement les travaux de BALL et BROWN (1968) et plus récemment FOSTER (1977) et AHARONY et SWARY (1980).

7 Pour une étude récente démontrant empiriquement une relation entre changements dans la politique de dividende et informations concernant les bénéfices futurs : voir HEALY et PALEPU (1988).

Cette étude ne vise pas simplement à montrer si les cours des actions ont augmenté ou diminué après les scissions mais bien à déterminer si un comportement particulier de ces derniers peut être spécifiquement attribué à ce type d'opération. L'originalité de la méthode consiste donc, durant les mois entourant les dates des scissions, à isoler les mouvements de prix relatifs aux facteurs spécifiques à chaque action envisagée des fluctuations de prix dues à la composante systématique de tendance générale du marché.

Au niveau de l'échantillon utilisé, entre janvier 1927 et décembre 1959, 940 scissions de 25% ou plus observées sur le N.Y.S.E. ont été retenues et sont relatives à 622 actions. Pour chacune de ces dernières, Fama, Fisher, Jensen et Roll ont utilisé le modèle de marché (éq. 1) et choisi de régresser, de 1926 à 1960, le taux de rendement mensuel de l'action sélectionnée, r_i sur celui de l'ensemble des actions cotées sur le N.Y.S.E., r_m.

(1) $$r_{i,t} = a_i + b_i\, r_{m,t} + e_{i,t}$$

Sur base des coefficients $\hat{a}_i$ et $\hat{b}_i$ estimés pour chaque action, ils ont alors dégagé les résidus de régression, $\hat{e}_{i,t}$, 29 mois avant et 30 mois après chaque scission (éq. 2). Ces derniers représentent les rendements mensuels non anticipés (par la relation avec les rendements du marché) pour chacune des actions durant la période entourant les scissions et prennent en compte les effets spécifiques à ces opérations.

(2) $$\hat{e}_{i,t} = r_{i,t} - \hat{a}_i - \hat{b}_i\, r_{m,t}$$

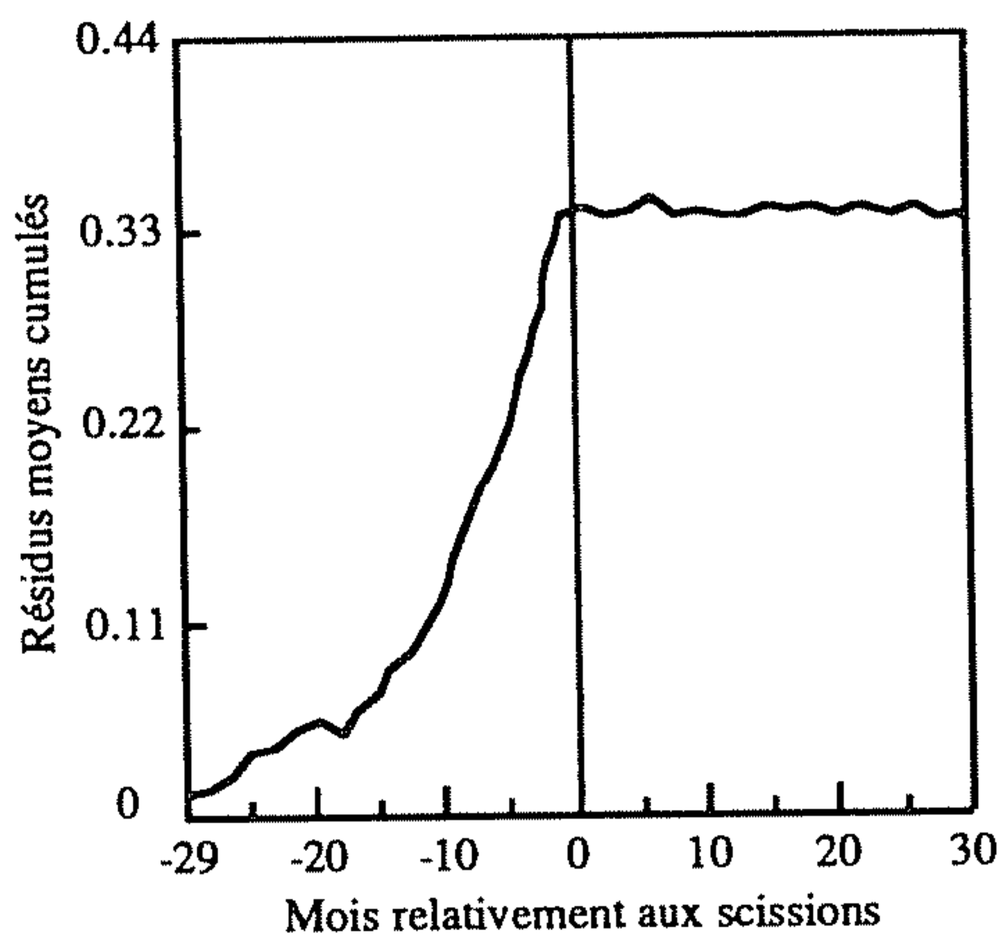
Pour chaque scission, le mois 0 est défini comme le mois durant lequel la scission a été réalisée, le mois -1 comme le mois avant celle-ci et le mois +1 comme le mois après celle-ci. Classant les résidus estimés, $\hat{e}_{i,t}$ relativement au mois 0 [8], Fama, Fisher, Jensen et Roll ont calculé le résidu moyen pour ce dernier ainsi que ceux relatifs à chacun des 29 mois avant et des 30 mois après les scissions. Par définition, ces 60 résidus

[8] Ce dernier ne correspond évidemment pas à la même date chronologique pour toutes les actions.

offrent une mesure moyenne des rendements mensuels non anticipés des actions scindées durant la période étudiée, et intègrent maintenant de façon générale les effets spécifiques à ce type d'opération. Enfin, ils peuvent être cumulés depuis le mois -29 jusqu'au mois +30 de manière à fournir une vision plus claire de l'effet net tout au long de la période retenue. Cette ultime étape méthodologique justifie alors l'appellation de méthode des "résidus moyens cumulés" conférée à cette technique originale.

Au niveau des résultats, la figure 3 résume adéquatement ces derniers et reprend l'évolution des résidus moyens cumulés (R.M.C.) pour les 60 mois entourant les scissions sur base du modèle de marché.

FIGURE 3a : R.M.C. pour toutes ies scissions



Source : FAMA, FISHER, JENSEN et ROLL (1969).

FIGURE 3b : R.M.C. pour les scissions suivies d'"augmentations" du dividende

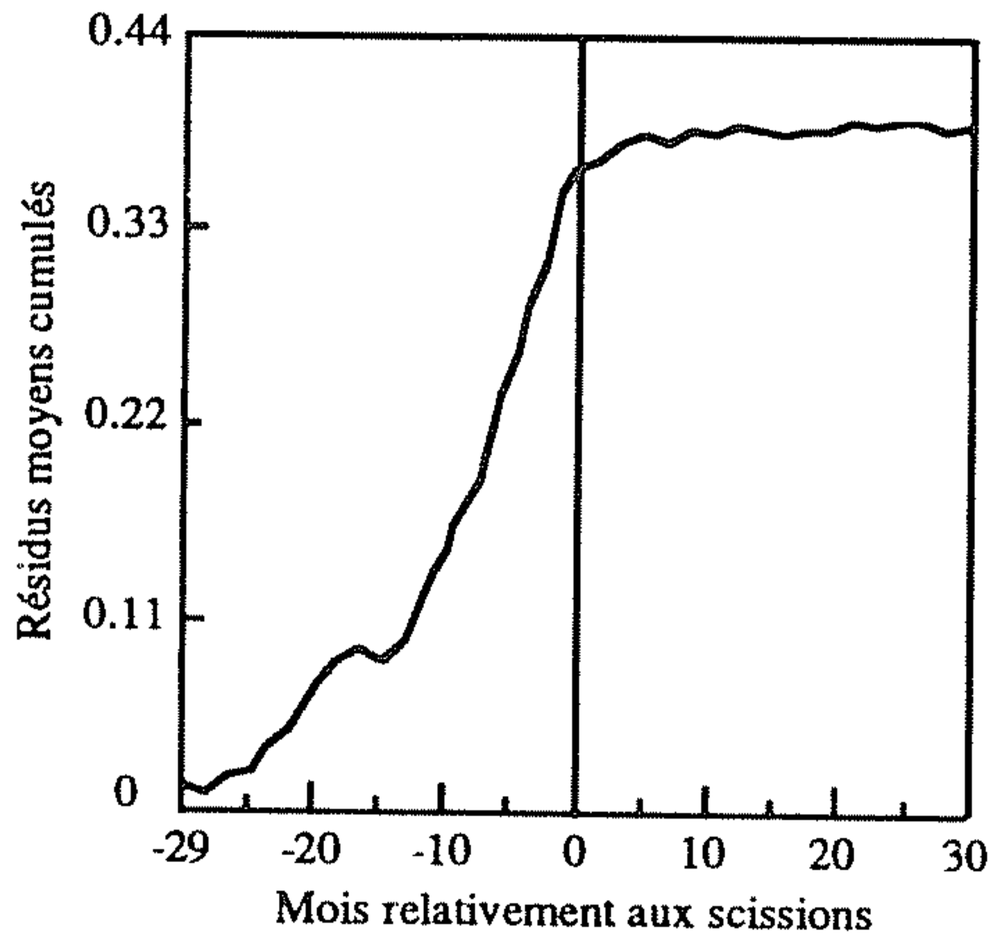
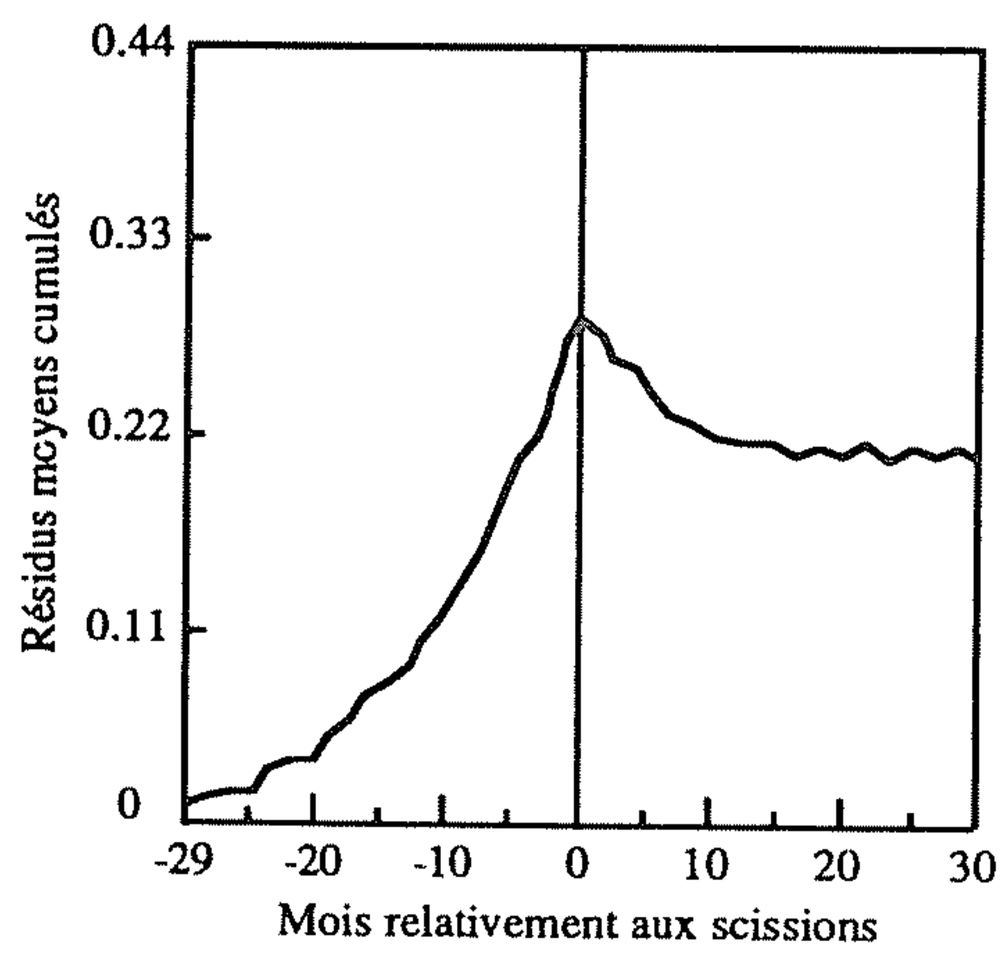


FIGURE 3c : R.M.C. pour les scissions suivies de "diminutions" du dividende



Source : FAMA, FISHER, JENSEN et ROLL (1969).

Durant la période précédant les scissions, les résidus moyens sont le plus souvent positifs, impliquant des résidus moyens cumulés systématiquement en augmentation pendant cette période comme l'illustre la figure 3.

Concernant la période suivant les scissions, les résidus moyens cumulés pour les 940 scissions sélectionnées fluctuent aléatoirement autour du niveau atteint le mois 0 et sont décrits à la figure 3a. En moyenne, il ne subsiste donc plus de déviations significatives entre les rendements observés des actions scindées et ceux attendus. Cependant, ce résultat peut être affiné en examinant séparément les scissions suivies dans l'année d'une "augmentation" du dividende (figure 3b) et celles suivies d'une "diminution" (figure 3c) [9].

Après les scissions, les actions qui ont vu leurs dividendes "diminuer" obtiennent des rendements non anticipés négatifs, illustrés par une diminution des résidus moyens cumulés à la figure 3c. L'interprétation

[9] Une "augmentation" du dividende est définie pour chaque scission comme toute augmentation du dividende supérieure à celle observée en moyenne sur le N.Y.S.E. durant cette période, toute augmentation inférieure étant définie par opposition comme une "diminution" du dividende.

fournie par Fama, Fisher, Jensen et Roll est relative au contenu informatif sous-jacent aux opérations de scission, lequel comporte une probabilité élevée d'assister à une hausse substantielle du dividende futur. En fait, 672 des 940 scissions retenues sont effectivement suivies d'une augmentation du dividende. Cette dernière est donc vraisemblable mais non certaine. Dans les cas où elle ne se réalise pas, les prix des actions concernées baissent plus que ne l'indiquent leurs relations avec le marché de manière à intégrer ce résultat inattendu.

Par contre, pour les actions qui ont vu leurs dividendes "augmenter", un très faible accroissement des résidus moyens cumulés est observé après les scissions à la figure 3b. Comme cette augmentation du dividende a déjà été anticipée, seul un faible ajustement du prix de ces actions est nécessaire.

Finalement, pour l'ensemble des 940 scissions, le fait qu'il ne subsiste à partir du mois 0 aucun comportement significatif des résidus moyens cumulés (figure 3a) conduit à la conclusion essentielle de l'étude de Fama, Fisher, Jensen et Roll. En moyenne, le marché new-yorkais apparaît avoir anticipé rapidement et correctement les informations concernant le dividende liées aux opérations de scissions. Ce résultat est à l'évidence cohérent avec l'hypothèse d'efficience au sens semi-fort [10].

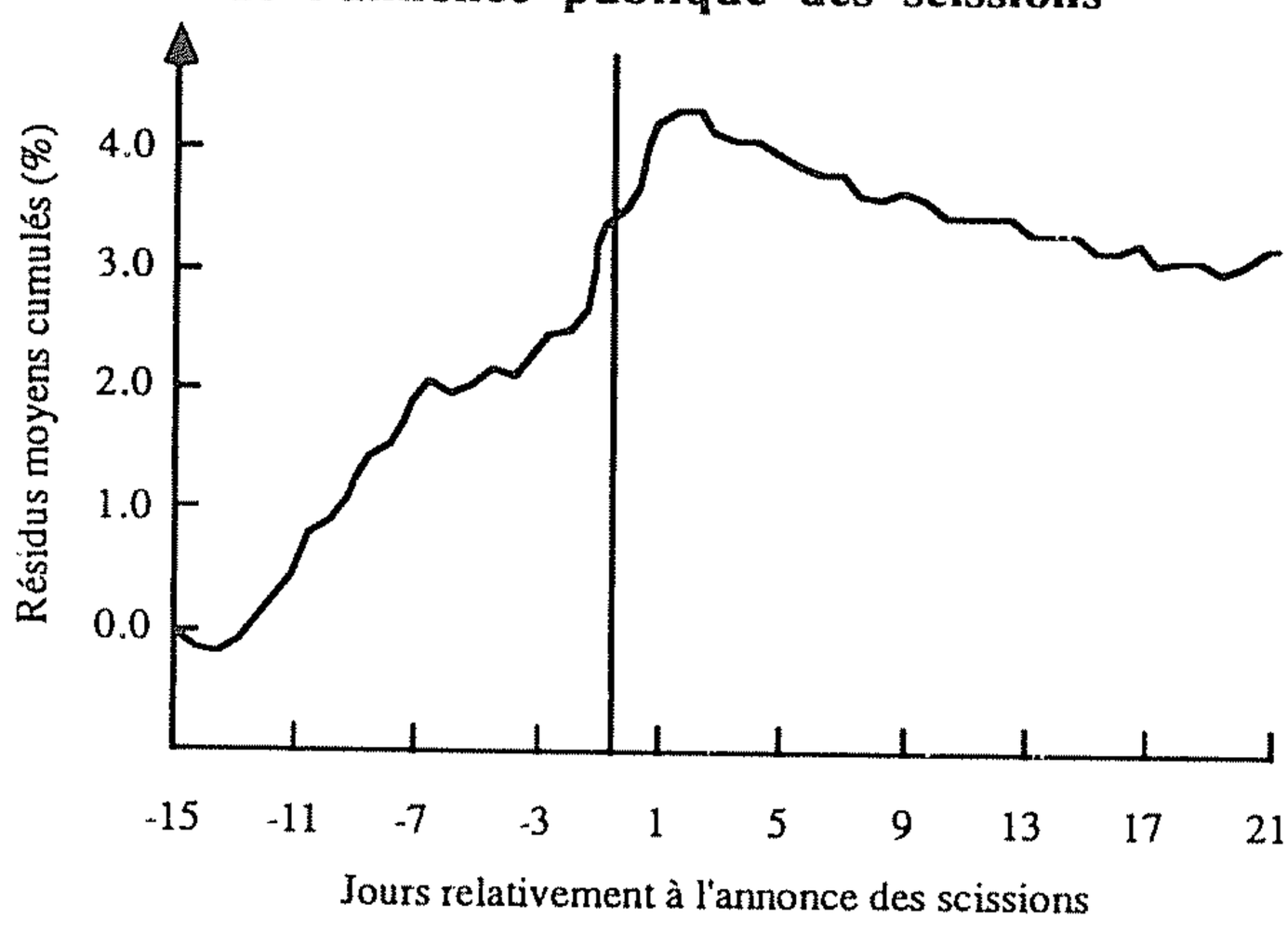
Par ailleurs, choisissant comme date 0 le jour de l'annonce publique de la scission plutôt que le mois de sa réalisation, REILLY et DRZYCIMSKI (1981) obtiennent également des résultats compatibles avec la forme semi-forte d'efficience. Toutefois, une faible réaction positive à l'information est en moyenne encore observée le lendemain de l'annonce, mais est rapidement effacée dans les quelques jours qui suivent. Ces résultats sont synthétiquement illustrés par la figure 4 qui reprend l'évolution des résidus moyens cumulés 15 jours avant et 21 jours après l'annonce des

---

10 Voir également BAR-YOSEF et BROWN (1977). Pour une étude des scissions et des attributions gratuites d'actions appliquée au marché boursier belge : voir GILLET (1986).

scissions [11].

FIGURE 4 : Rendements journaliers anormaux autour de l'annonce publique des scissions



Source : REILLY et DRZYCIMSKI (1981).

Utilisant une méthodologie similaire à Fama, Fisher, Jensen et Roll [12], de nombreuses études réalisées principalement sur le marché boursier américain ont analysé la prise en compte dans le cours des actions d'autres types d'information spécifique publiquement disponible que celui relatif aux scissions [13]. A titre d'exemple, il est intéressant de mentionner encore brièvement les apports considérables de la méthode des résidus moyens cumulés au niveau de l'explication des mouvements de prix observés lors d'opérations de ventes de larges blocs d'actions.

---

[11] Dans une étude antérieure, HAUSMAN, WEST et LARGAY (1971) avaient déjà dégagé des résultats qui tendaient à exclure la possibilité de réaliser un profit systématique après les dates d'annonce des scissions.

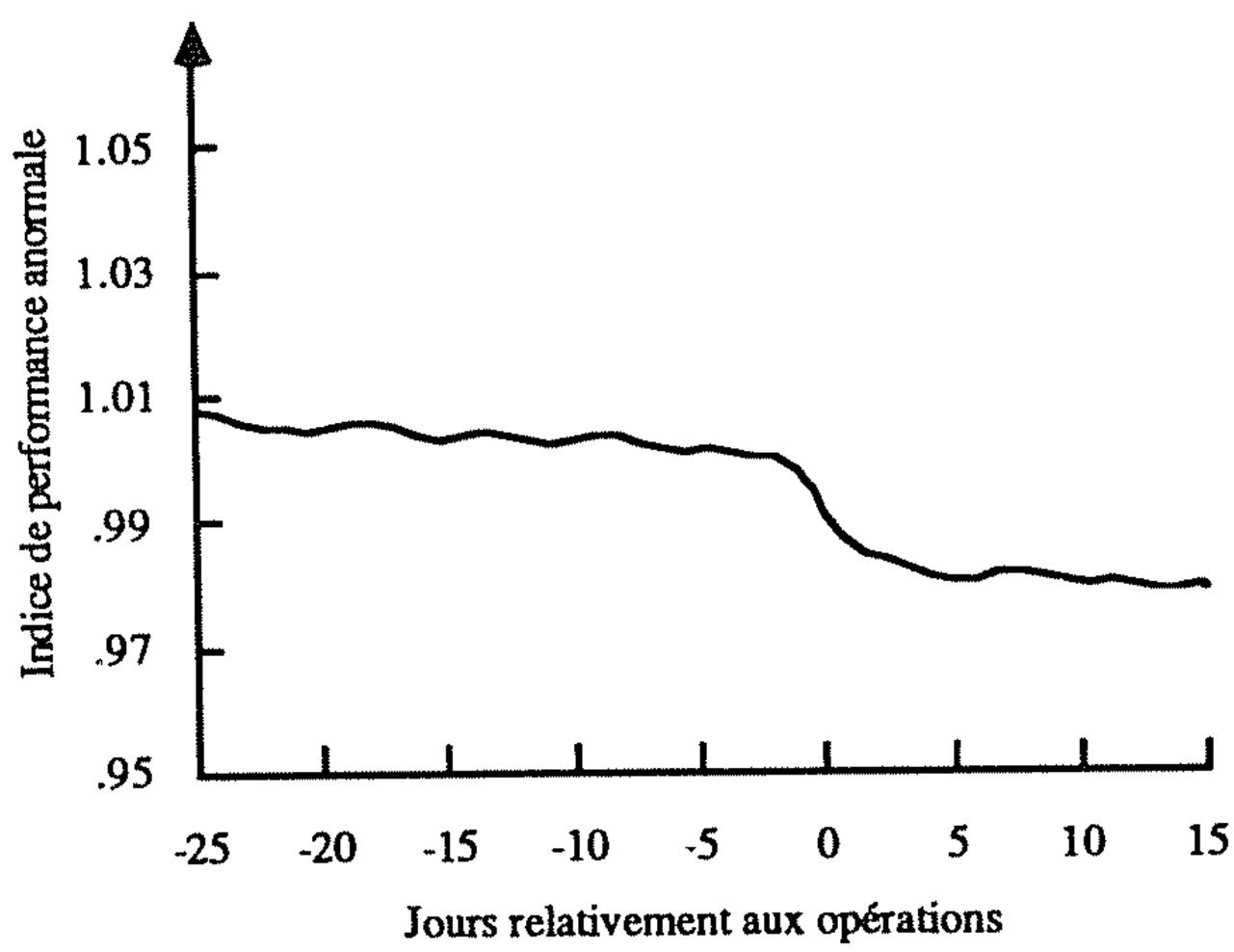
[12] Il convient de remarquer que le "Capital Asset Pricing Model" ou la "Security Market Line" sont parfois utilisés en lieu et place du modèle de marché pour dégager les résidus estimés mesurant les rendements anormaux par rapport à la relation avec le marché. Ces deux modèles sont cependant subordonnés aux critiques adressées par ROLL (1977) aux tests empiriques du C.A.P.M.. Soumises également à des restrictions, d'autres études travaillent par contre avec des rendements anormaux non ajustés au risque mais ajustés directement au rendement du marché ou à une moyenne de rendements du titre sur une période de comparaison arbitraire : voir par exemple LAKONISHOK et VERMAELEN (1986).

[13] Pour une bonne synthèse de ces travaux : voir FOSTER (1986) et COPELAND et WESTON (1988), pp. 362-383.

Contrairement à l'hypothèse controversée de "pression sur les prix" selon laquelle une baisse de prix temporaire est nécessaire au marché pour absorber une offre massive de titres, SCHOLES (1972) a testé une hypothèse alternative révélant le rôle informatif attaché à ces opérations. Cette dernière considère que les ventes de larges blocs peuvent véhiculer de l'information concernant une diminution attendue des performances futures des sociétés concernées. Dans cette optique, il n'est plus alors question de parler en termes d'inefficience ou de baisse temporaire, mais bien en termes d'efficience ou de baisse permanente du prix des actions consécutivement à ces ventes importantes.

A partir d'un échantillon de 345 opérations sélectionnées sur le N.Y.S.E. entre janvier 1961 et décembre 1965, l'analyse R.M.C. effectuée par Scholes sur base du modèle de marché conduit aux principaux résultats clairement illustrés par la figure 5. Celle-ci reprend l'évolution des rendements anormaux mesurés par un indice de performance 40 jours autour de la date de vente des blocs de titres.

FIGURE 5 : Indice de performance anormale autour de l'annonce de ventes de larges blocs d'actions



Source : SCHOLES (1972).

Au vu de la figure 5, il apparaît que le déclin moyen du prix des actions associé aux ventes de blocs est de l'ordre de 1 à 2 % et ne disparaît nullement par la suite. Par conséquent, ce résultat est inconsistant avec l'hypothèse de "pression sur le prix".

Pour examiner plus rigoureusement son hypothèse informationnelle, Scholes a divisé les 345 opérations retenues par classe de vendeurs. Il observe alors que la vente est plus souvent motivée par des informations peu encourageantes à propos des performances futures lorsqu'elle émane de "managers" initiés ou de sociétés d'investissement que lorsqu'elle provient de compagnies immobilières ou de grands groupes industriels.

Peut-être parce qu'elle est basée sur des cours de clôture journaliers, l'étude de Scholes ne permet pas de distinguer une quelconque dépression du prix des actions associée à ces opérations qui ne serait que passagère. En effet, utilisant des prix successifs relevés les jours de vente des blocs, KRAUS et STOLL (1972) ainsi que DANN, MAYERS et RAAB (1977) observent une légère reprise du prix des actions concernées avant la fin de la séance, stabilisant le cours du jour à un niveau sensiblement plus élevé par rapport au cours plus bas observé juste après la vente du bloc. Néanmoins, ils constatent à nouveau qu'une grande partie de la perte journalière n'est pas compensée par la suite et que seul un achat endéans les 15 minutes suivant l'opération permet de réaliser un profit positif après déduction des taxes et commissions. La vitesse avec laquelle les prix des actions atteignent un nouvel équilibre journalier après ces opérations peut également servir d'indicateur de l'efficience du marché dans sa forme semi-forte.

b) Test des méthodes utilisées par les praticiens au niveau du traitement de l'information

- Recommandations des "brokers"

Après avoir construit un échantillon de 99 actions cotées sur le N.Y.S.E. et sélectionnées sur base de recommandations fournies par des brokers reconnus, BIDWELL (1977) a mesuré le taux de rendement de

chaque action par rapport à un portefeuille choisi aléatoirement, $R_{m,t}$. Pour chaque action recommandée, il a choisi de calculer le taux d'excès de rendement de Jensen, α_i. Ce dernier s'obtient en utilisant la régression suivante :

$$[R_{i,t} - R_{F,t}] = \alpha_i + \beta_i [R_{m,t} - R_{F,t}] + e_{i,t}$$

où $R_{F,t}$ représente le taux de rendement de l'actif sans risque.

Par conséquent, si l'α moyen pour les 99 actions recommandées est positif, les conseils des brokers ont une réelle portée économique pour l'investisseur. Si l'α moyen n'est pas significativement différent de zéro, ces conseils spécialisés ne permettent pas d'obtenir un rendement systématiquement supérieur à un portefeuille construit sur base d'une sélection aléatoire parmi l'ensemble des actions cotées sur la bourse de New York .

Dès lors, la conclusion de l'analyse de Bidwell se résume adéquatement au résultat du test statistique relatif à l'α moyen issu de l'échantillon étudié :

$$\alpha_{moy.} = \sum_{i=1}^{99} \alpha_i / 99 = 2{,}63\ \% \text{ avec } \sigma_\alpha = 43{,}86\ \%$$

$$\Rightarrow \text{T-test} = \frac{0{,}0263}{0{,}4386} = 0{,}06.$$

Par conséquent, l'$\alpha_{moy.}$ n'est pas différent de 0 pour des seuils de signification acceptables. Cohérente avec l'hypothèse d'efficience du marché boursier américain, l'étude de Bidwell souligne donc l'incapacité des "brokers" à dégager en moyenne un excès de rendement positif.

- Stratégie "Joe Granville"

Visant à appréhender la performance de techniques d'investissement utilisées au début des années 80 et censées permettre un "market timing" efficace, BAESEL, SHOWS et THORP (1982) ont étudié la stratégie du

"Gourou" réputé de Wall Street : Joe Granville. Ce dernier utilisait une méthode technique pour tenter de battre le marché, laquelle incluait des analyses de plusieurs séries chronologiques, notamment le ratio des augmentations sur les diminutions du cours, le nombre de plus hauts et plus bas journaliers, la moyenne mobile du Dow Jones à 200 jours, l'évolution du cours de General Motors, etc.

Sur 719 jours d'ouverture de Wall Street (du 12/4/78 au 15/10/81), l'analyse de la technique Granville, au niveau de la prévision journalière des hausses du Dow Jones, par rapport à un choix aléatoire, fournit le résultat suivant :

12/4/78 -15/10/81	Jours	Hausses	Baisses
Dow Jones Ind.	719	372 51,7%	347 48,3%
	Jours de hausses	Hausses réelles	Baisses réelles
Prév. Granville	446	254 57%	192 43%

Par conséquent, il apparaît qu'un investisseur qui aurait tenté, en utilisant un procédé purement aléatoire, de prévoir une journée de "hausse" du Dow Jones Industrial Average entre le 12 avril 1978 et 15 octobre 1981 aurait eu une probabilité de 51,7 % de faire effectivement le bon choix. Par contre, en utilisant la méthode Granville, 57 % des prévisions concernant les jours de hausse du D.J.I. se seraient en réalité révélées correctes.

Baesel, Shows et Thorp ont alors appliqué un test visant à apprécier la fiabilité statistique de ce résultat. Les conclusions de ce test tendent à valider l'hypothèse selon laquelle la stratégie Granville est capable de battre le marché durant la période envisagée. Cependant, il convient de noter que la pertinence d'un test de signification basé sur une distribution hypergéométrique plutôt que binomiale est soumise à de nombreuses restrictions.

Dès lors, il n'est pas certain que sur une multitude de tests concernant cette technique, les succès obtenus soient significativement supérieurs pour

la méthode Granville. De plus, la prise en compte de coûts de transactions importants liés aux nombreuses opérations d'achats et de ventes inhérentes à cette stratégie est assurément de nature à réduire sensiblement son rendement, voire à l'annuler. En définitive, vu l'ampleur et la robustesse des résultats fournis par l'étude de Baesel, Shows et Thorp, la stratégie Granville n'apparaît pas être de nature à modifier profondément, le cas échéant, les conclusions relatives au degré d'efficience du marché boursier new-yorkais.

c) Effet de "dimension de la firme" et "faible rapport cours-bénéfice"

Tout comme pour l'examen des tests d'efficience de la forme faible, il convient de remarquer que plusieurs études ont également mis en évidence certaines anomalies relatives cette fois à la prise en compte d'informations publiquement disponibles dans le cours ou le rendement des actions.

Suivant les conclusions d'études menées notamment par BANZ (1981), BROWN, KLEIDON et MARCH (1983) et REINGANUM (1983) dans lesquelles les firmes cotées sur le N.Y.S.E. sont classées suivant leur capitalisation boursière, un investissement en actions dans des firmes à faible capitalisation tend en moyenne à offrir un excès de rendement par rapport à un investissement similaire dans des firmes à capitalisation moyenne ou élevée. Appréciable, la différence de rendement peut être de l'ordre de 15 à 20 % par an pour des firmes appartenant aux deux quintiles extrêmes de la classification. Cette anomalie est connue sous le nom d'effet de "dimension de la firme".

Malgré les multiples efforts déjà réalisés de manière à expliquer la présence de cet effet en établissant un lien de causalité avec une série de facteurs économiques tels que notamment, la prise en compte d'un rendement ajusté pour le risque lié à la taille de la firme ou d'une liaison avec le rapport cours-bénéfice [14], l'effet de dimension reste à ce jour un phénomène sans justification véritablement satisfaisante, et se trouve de plus confronté

[14] Voir notamment les travaux de ROLL (1981) et de BASU (1983).

à de nombreux problèmes de mesures statistiques.

Etant donné que la capitalisation boursière de toute entreprise constitue une information publiquement disponible, l'effet de "dimension de la firme" continuera par conséquent à apparaître inconciliable avec l'hypothèse d'efficience au sens semi-fort aussi longtemps qu'une hypothétique explication statistique ou économique ne sera pas fournie.

La seconde anomalie a trait, quant à elle, à un critère d'investissement bien connu. Souvent étudié dans le cadre de l'analyse des stratégies de placement utilisées par des firmes reconnues de gestion de portefeuilles [15], le critère du "faible rapport cours-bénéfice" consiste ipso facto à acheter des actions dont le rapport entre le cours et le bénéfice est bas. Sur base notamment des résultats d'études réalisées par MILLER et WIDMANN (1966), WHITBECK et KISOR (1973) et BASU (1977), ce critère apparaît comme permettant en moyenne de sélectionner un portefeuille d'actions dont le rendement ajusté pour le risque est supérieur à celui d'un portefeuille composé d'actions à rapport cours-bénéfice élevé.

Il convient toutefois de relativiser l'ampleur de cette anomalie. Tenant compte des différentes taxes et commissions ainsi que d'un coût de recherche de 0,25 % par an, l'analyse la plus complète fournie par BASU (1977) indique qu'ajusté pour le risque, le supplément de rendement de portefeuilles composés d'actions à faible rapport cours-bénéfice par rapport à un portefeuille choisi aléatoirement est au maximum de 0,5 à 2,5 % par an.

Cependant, même en ajoutant les difficultés à connaître avec la même rapidité les bénéfices annoncés par l'ensemble des entreprises, il n'en reste pas moins qu'aussi faible que soit l'excès de rendement (net de tout coût) dégagé grâce à ce critère de sélection particulier, il reste incompatible avec l'hypothèse d'efficience au sens semi-fort, en l'absence à nouveau d'explications pertinentes justifiant son existence.

---

[15] Voir par exemple les travaux de BROWN et ROZEFF (1978), HOLLOWAY (1981) et COPELAND et MAYERS (1982).

2.3. Pour la forme forte

a) Performance des initiés

Dans la littérature financière, les initiés sont représentés en règle générale par les investisseurs qui, ou bien détiennent plus d'un certain pourcentage des titres existants d'une société, ou bien font partie des organes de direction ou de décision de celle-ci. En fait, si ces initiés ont accès à des informations privées et tentent d'en profiter, on peut s'attendre à observer des achats d'actions avant la hausse du cours ou des ventes avant la baisse émanant de ces investisseurs privilégiés : cette politique devant inéluctablement leur offrir un rendement en excès par rapport à la rémunération attendue pour le risque encouru.

Développées à nouveau essentiellement pour le marché boursier américain, des études telles celles réalisées par JAFFE (1974), LORIE et NIEDERHOFFER (1978), BAESEL et STEIN (1979) et PENMAN (1982), ont tenté d'examiner de manière systématique la performance d'investissements réalisés par des initiés.

Bien que limitées dès le départ par les difficultés relatives à la connaissance des transactions effectuées par ces derniers, ces études aboutissent à une conclusion peu surprenante bien qu'en contradiction avec l'hypothèse d'efficience au sens fort. En moyenne, des investisseurs initiés possèderaient effectivement des informations pertinentes leur permettant de réaliser des excès de rendement dont l'ampleur est clairement fonction du type d'initiés envisagé.

Comme aux USA, la "Securities and Exchange Commission" (SEC) tend à obliger les initiés à révéler leurs opérations de bourse, KERR (1980) a examiné notamment le rendement de 12 portefeuilles basés sur des sélections aléatoires et le rendement de 12 portefeuilles basés sur 120 actions achetées en 1976 par des initiés et repris dans l'"Insider Report". Dans tous les cas, le T-test ne permet pas de distinguer une différence statistiquement significative entre les rendements des deux types de portefeuilles.

Par conséquent, alors que les investisseurs initiés ont le plus souvent la possibilité d'utiliser des informations susceptibles de leur offrir un excès de rendement (le marché boursier étant alors inefficient au sens fort), il apparaît que la stratégie visant à utiliser les informations d'achats ou de ventes fournies dans l'"Insider Report" ne permet plus de réaliser systématiquement un profit anormal (le marché new-yorkais apparaissant à nouveau efficient au sens semi-fort).

b) Performances des fonds communs

L'hypothèse implicite des tests d'efficience au sens fort basée sur la performance des fonds communs repose principalement sur la possibilité pour les gestionnaires de ces fonds d'avoir accès à différents types d'information non publique, via les réseaux spécialisés dont ils disposent ou via les relations suivies qu'ils entretiennent souvent avec les organes de décision de grandes entreprises.

Cependant, force est de constater que, si ces fonds réalisent un excès de rendement, il est tout aussi concevable de conclure qu'ils ont une compétence supérieure à utiliser l'information publiquement disponible, ou bien, qu'ils possèdent des informations "privées". Par contre, s'ils ne réalisent pas un excès de rendement et, par conséquent, n'arrivent pas à battre le marché [16], on peut alors aussi bien conclure que le marché est efficient au sens fort ou qu'ils n'ont pas accès aux informations privilégiées, en tout cas au moment où ces dernières permettent de réaliser un profit anormal.

Vu l'ambiguïté qui existe au niveau de l'interprétation de ce type de travaux, il apparaît clairement que l'analyse des performances des fonds communs n'est certainement pas la meilleure voie pour tester l'efficience du marché boursier du moins au sens fort, par opposition notamment aux conclusions des travaux de JENSEN (1969).

---

[16] Ce qui est le plus souvent le cas : voir, par exemple, SHAWKY (1982) et GRINBLATT et TITMAN (1989).

c) Les filtres du ratio Cours-Bénéfice

Déjà mentionnée sous l'appellation de critère du "faible rapport cours-bénéfice" comme une anomalie d'ampleur peu élevée au niveau des tests d'efficience de la forme semi-forte, la technique des filtres du ratio cours-bénéfice permet également d'être étendue à l'analyse de la forme forte, moyennant la prise en compte du processus de diffusion de l'information relative aux bénéfices des sociétés, observé sur le marché.

Pour le marché boursier américain, les bénéfices annuels nécessaires aux calculs exacts des rapports cours-bénéfice ne sont publiquement disponibles que 60 à 90 jours après la fin de l'exercice fiscal (c'est-à-dire en mars pour les sociétés avec un exercice fiscal se clôturant le 31 décembre). Après publication des bénéfices, il convient de rappeler que BASU (1977), en appliquant le critère du rapport cours-bénéfice peu élevé, obtient en moyenne un faible excès de rendement ajusté pour le risque, déduction faite des coûts de transaction et de recherche.

Par contre, sur base de 424 actions sélectionnées entre janvier 1960 et décembre 1979, LEVY et LERMAN (1985) arrivent à établir que l'utilisation de ce même critère permet à des investisseurs ayant une capacité à évaluer correctement les bénéfices des entreprises avant leur publication ou à des investisseurs "initiés" d'obtenir un excès de rendement qui est alors largement supérieur.

Calculé sur base d'estimations correctes ex ante ou d'informations non encore disponibles publiquement, un rapport cours-bénéfice faible traduit vraisemblablement pour partie l'idée selon laquelle le marché n'a pas encore anticipé correctement une augmentation des bénéfices de la société concernée. Suivant cette interprétation, il n'est donc pas surprenant qu'avant la publication des bénéfices, la technique des filtres du ratio cours-bénéfice permette de réaliser un excès de rendement ajusté pour le risque (net des coûts de transaction) significativement important. Il reste cependant que ce résultat est à nouveau en contradiction avec l'hypothèse d'efficience au sens fort.

3. Efficience de la bourse : une notion très relative

Largement développé à la section précédente, le concept de marché boursier efficient, souvent résumé à la définition de FAMA (1965) ["les cours des actions doivent refléter pleinement l'information disponible"], dépend principalement de la définition précise de l'ensemble d'information, de qui en dispose, de son effet estimé sur les cours et de sa vitesse d'incorporation, et se doit d'être interprété en tenant compte des imprécisions et des limites qui lui sont propres.

Au niveau des contraintes de fonctionnement du marché, l'existence d'une compétition active pour la réalisation de profits entre un grand nombre de participants et l'accès gratuit à toutes les informations pertinentes pour chacun de ces derniers sont indéniablement deux conditions essentielles à la réalisation d'un marché totalement efficient au sens de la définition synthétique de Fama. Répondant alors à une structure très proche d'un marché parfaitement concurrentiel, ce marché permet également une allocation optimale des ressources. Toutefois, comme il est question dans les études empiriques d'apprécier le degré d'efficience atteint par le marché boursier étudié, il n'est dès lors pas nécessaire que ces conditions soient intégralement vérifiées. En effet, une efficience relative n'implique pas des conditions aussi strictes de fonctionnement du marché réel [17]. Par exemple, l'utilisation souvent mentionnée d'informations confidentielles n'est pas incompatible avec un degré d'efficience élevé si le phénomène n'affecte qu'une partie très limitée des transactions et n'influence pas systématiquement et durablement les cours des actions.

Par conséquent, si la définition de l'efficience fournie initialement par ROBERTS (1967) et divisée en trois formes distinctes et progressives peut apparaître comme incomplète, car une définition générale se doit de pouvoir être adaptée à n'importe quel ensemble d'informations et d'englober avec une réelle précision les quatre paramètres qui la composent, elle reste néanmoins l'unique voie d'investigation permettant de conférer un caractère opérationnel et donc vérifiable au concept

[17] Voir également COBBAUT (1987) pp.192-194.

d'efficience informationnelle du marché.

Au niveau de l'interprétation des résultats issus des tests d'efficience, il convient également d'être cohérent avec le caractère ponctuel et relatif de ces derniers. Dans le cadre général d'une meilleure compréhension des mécanismes d'ajustement du cours des actions, les conclusions de ces tests se doivent d'être limitées au contexte boursier (place financière, période d'analyse et échantillon sélectionné) dont elles sont issues. En effet, il n'est pas rare que des tests d'efficience similaires effectués sur deux marchés boursiers durant la même période ou sur un même marché, mais à des périodes distinctes, fournissent des résultats sensiblement différents [18]. L'évolution des marchés financiers et leurs différences de structure ainsi que les modifications dans le comportement des investisseurs sont autant de raisons justifiant a priori des restrictions quant à une généralisation trop rapide des conclusions.

Concernant l'exploitation d'informations disponibles, la théorie des marchés efficients est à interpréter en pratique avec les réserves inhérentes à toute recherche scientifique encore partielle. Dans le monde financier, il existe essentiellement deux catégories bien connues d'analystes qui tentent de réaliser des profits anormaux sur base de techniques utilisant l'information publiquement disponible.

Les premiers, dénommés techniciens ou chartistes en raison des procédés graphiques auxquels ils recourent fréquemment, étudient les comportements passés du prix des titres dans l'espoir de les utiliser pour la prévision. Les seconds, analystes "fondamentaux" qui se basent sur les informations disponibles concernant la santé des entreprises et donc indirectement de l'économie en général, élaborent des modèles théoriques d'évaluation du prix des actions, permettant le plus souvent des prolongements empiriques et économétriques.

Si le marché boursier est efficient au sens le plus général ou même uniquement au sens faible et semi-fort, il est évident que les deux catégories

---

18 Pour une illustration sur le marché boursier bruxellois: voir GILLET (1989).

d'analystes financiers ne trouvent plus aucune opportunité profitable d'achat ou de vente étant donné que, par définition, les informations dont ils disposent sont déjà pleinement reflétées dans le cours actuel des titres. Dans ce contexte, l'analyste financier ne peut plus intervenir sur la Bourse que pour constituer un portefeuille qui approche le mieux possible les caractéristiques rendement - risque qu'il s'est fixé comme objectif.

Cependant, il est important de ne pas oublier que dans le monde réel l'information est en général progressivement disponible et qu'elle est souvent le fruit de prévisions et d'anticipations diverses qui englobent l'environnement non seulement interne, mais également externe des sociétés. Par conséquent, la notion d'efficience est en partie fonction aussi de la position de l'investisseur représentatif, voire du chercheur au niveau de l'accès aux informations et de l'interprétation qu'il en donne. A nouveau, il semble prudent de continuer à étudier de manière approfondie les méthodes et les différents types d'information qui sont à l'origine des stratégies utilisées par les analyses "techniques" et "fondamentales" avant de conclure, sur base des résultats existants, qu'en toute circonstance, il est impossible de réaliser des profits anormaux en exploitant de l'information disponible.

Déjà mentionnées à la section précédente, les anomalies récemment décelées au niveau des formes d'efficience faible et semi-forte incitent également à poursuivre ce type de recherches orientées principalement vers une amélioration de l'outil de mesure statistique et vers la prise en compte de l'hétérogénéité des prévisions des investisseurs, cette dernière voie apportant sans doute également des éléments nouveaux dans l'explication des variations continues du prix des actions et de l'importance des volumes traités.

D'autre part, si la théorie du marché efficient s'intéresse principalement à la vitesse d'ajustement du cours des actions à de nouvelles informations, elle suppose par conséquent indirectement que le marché finit toujours par prendre en compte correctement ces dernières. En fait, cette hypothèse dépasse largement le contexte de l'efficience et repose clairement sur le réalisme des fondements mêmes de la théorie financière en général, à

savoir que le marché financier fonctionne sur base d'évaluations explicites ou implicites de valorisation des entreprises fondées sur des hypothèses réalistes, à la fois de rationalité dans le comportement des investisseurs et de conditions d'arbitrage des marchés.

Néanmoins, bon nombre d'études ont tenté de vérifier empiriquement si le marché boursier peut être frappé de myopie et réagir dès lors à des informations qui sont sans relation avec les performances réelles des sociétés. Si tel était effectivement le cas, la comptabilité créative pourrait être utilisée par les "managers" pour manipuler les estimations du marché concernant la valeur des entreprises. Par exemple, ces derniers pourraient avoir tendance à gonfler artificiellement leurs bénéfices annuels ou même trimestriels de manière à démontrer une meilleure performance de gestion à travers une hausse du cours de leurs actions.

Dans ce contexte, analysant les décisions prises par certaines sociétés de changer de méthode de comptabilisation des stocks (de FIFO à LIFO ou inversement), SUNDER (1973,1975) a ainsi pu montrer que le marché boursier américain intègre en moyenne correctement les effets de ce changement sur le "cash flow" par action et ne se laisse donc pas naïvement influencer par l'effet comptable direct sur le bénéfice.

Sans entrer dans le détail des deux méthodes de comptabilisation des stocks, il convient de remarquer que si le marché s'intéresse réellement au "cash flow" plutôt qu'au bénéfice lors de la prise en compte de ce type d'opérations, le prix des titres dont les sociétés sont passées de la technique FIFO à LIFO en périodes d'inflation, devrait réagir positivement à ce changement en raison de l'économie d'impôt réalisée grâce à la déclaration de bénéfices plus faibles. Au départ d'un échantillon de 132 firmes qui ont opéré de tels changements (110 de FIFO à LIFO et 22 de LIFO à FIFO) entre 1946 et 1966, Sunder a utilisé le C.A.P.M. et la méthode des résidus moyens cumulés pour en mesurer les effets sur le prix des actions concernées.

Les principaux résultats sont résumés par la figure 6 qui reprend l'évolution des résidus moyens cumulés 12 mois avant et 12 mois après

respectivement le passage de FIFO à LIFO et de LIFO à FIFO.

FIGURE 6a : R.M.C. 24 mois autour des changements comptables de FIFO à LIFO

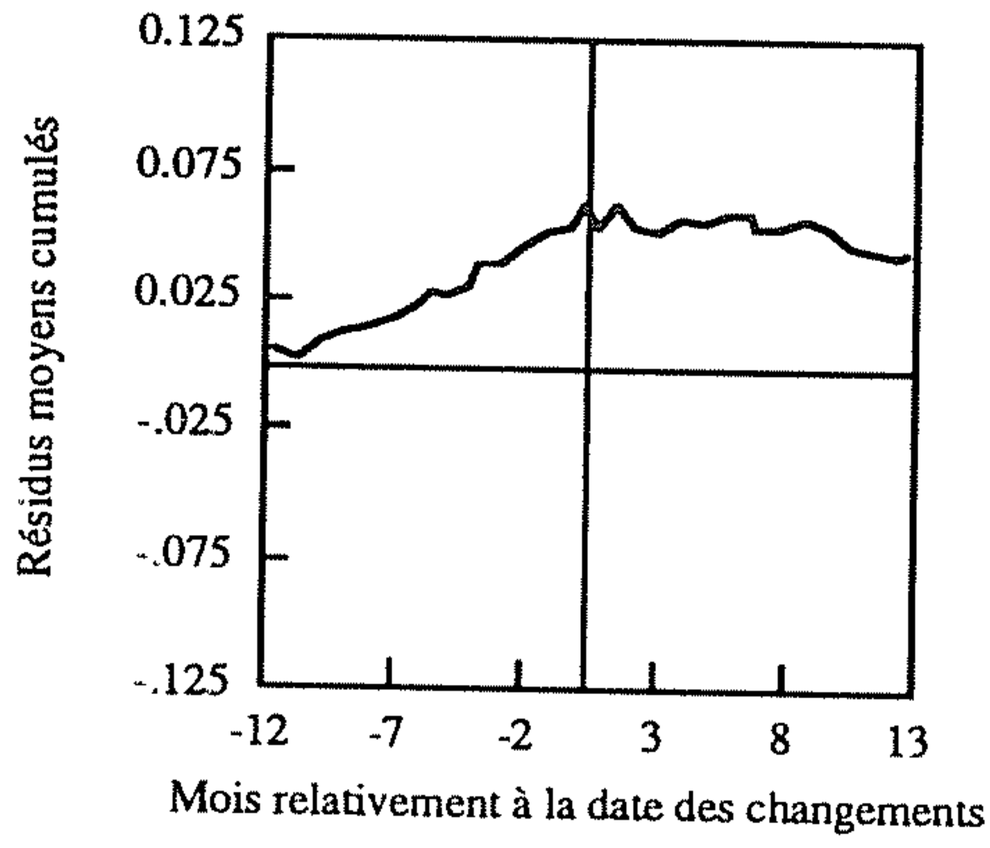
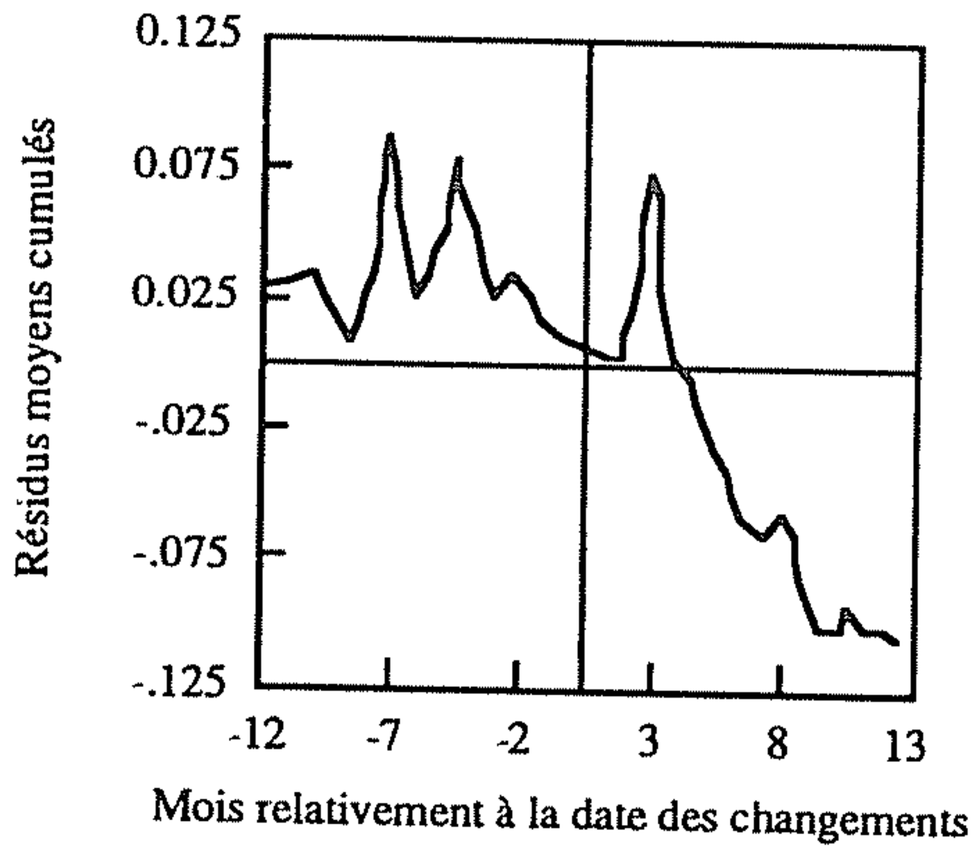


FIGURE 6b : R.M.C. 24 mois autour des changements comptables de LIFO à FIFO



Source : SUNDER (1973).

Durant les 12 mois avant l'annonce du changement comptable, les résidus moyens cumulés pour les firmes passant au système LIFO ont augmenté de plus de 5 % [19]. Bien que d'autres facteurs peuvent

[19] En utilisant une technique de moyenne mobile pour l'estimation des β, SUNDER (1975) réobtient des résultats similaires.

certainement être pour partie responsables de cette hausse, il apparaît en tout cas clairement au vu de la figure 6a que malgré la diminution du bénéfice qui est survenue en comptabilisant les stocks selon LIFO à la place de FIFO, aucune baisse du prix des actions imputable à ce type d'opérations n'est observée dans les 24 mois autour de l'annonce du changement, bien au contraire.

Concernant les firmes passant de LIFO à FIFO, l'interprétation de la figure 6b apparaît plus ardue mais laisse à tout le moins penser que la hausse du bénéfice comptable, associée à ce changement, est loin d'influencer positivement le marché. A nouveau, l'effet sur le "cash flow" semble être pris à juste titre par le marché comme l'élément déterminant dans l'évaluation de cet artifice comptable.

D'autres études ont également analysé les effets de décisions managériales sur les performances réelles des entreprises et indiquent à l'instar de Sunder que, selon le cas, le marché distingue en moyenne correctement les variables pertinentes dans l'estimation de la valeur des actions [20]. Dès lors, il ressort notamment de ces études qu'il convient de ne pas confondre délai d'ajustement ou degré d'efficience du marché et capacité de ce dernier à intégrer le contexte informationnel quand il en a pleinement connaissance.

Enfin, au niveau de l'explication ex post des mouvements observés du prix des actions, il est souvent question d'essayer de vérifier économétriquement si ces derniers sont globalement le résultat de changements imprévus au niveau des variables macro-économiques, des indices sectoriels et des facteurs spécifiques aux firmes envisagées. Au stade actuel, force est de constater que les conclusions de ces travaux exposés, il est vrai, à d'épineux problèmes statistiques, sont loin d'être encourageantes.

En réalisant de telles estimations pour le marché américain, ROLL (1988) et CUTLER, POTERBA et SUMMERS (1989) n'arrivent pas en moyenne à expliquer plus de 35 % de la variabilité totale des cours

20 Voir notamment HONG, KAPLAN et MANDELKER (1978) et RICKS (1982).

boursiers sur base de données mensuelles et plus de 20 % en termes journaliers. Durant ces dernières années, Cutler, Poterba et Summers signalent également que les plus importants mouvements du prix des actions sont survenus en des jours durant lesquels aucune information économique importante n'a été publiée. Ce dernier résultat n'est cependant pas réellement surprenant quand on sait que le marché peut anticiper certaines informations bien avant leur publication.

Face à cet insuccès, deux voies d'investigations s'ouvrent principalement. La première consiste à mettre en relation le cours des actions avec les variations du "consensus" établi par le marché concernant les implications de l'information déjà connue, et la seconde à expliquer les mécanismes de propagation par lesquels des modifications limitées de la prime de risque et du flux de dividendes peuvent occasionner des variations excessives du prix des actions.

Déjà mentionnée par LEROY et PORTER (1981) et SHILLER (1981,1989), une explication possible aux difficultés à justifier ex post l'évolution des cours boursiers est que la volatilité de ces derniers apparaît être supérieure à celle observée en utilisant des modèles standards d'actualisation des dividendes avec une prime de risque constante. Cet excès de volatilité pourrait alors s'expliquer en partie par la présence d'investisseurs qui prennent en compte des "bruits" ou qui réagissent excessivement à de nouvelles informations [21]. Cependant, le débat reste ouvert, car ce type d'analyse repose sur deux hypothèses très fortes [22] :

- constance du taux d'actualisation ou de la prime de risque;
- variance observée de la série des dividendes (variance de l'échantillon) égale à la vraie variance (c'est-à-dire celle que les investisseurs ont en tête implicitement et anticipent avant d'avoir connaissance des dividendes futurs).

---

[21] Voir à ce sujet les travaux de DE BONDT et THALER (1985) et DELONG, SHLEIFER, SUMMERS et WALDMANN (1990).

[22] Voir notamment FAMA et FRENCH (1988) et BALL et KOTHARI (1989).

Par conséquent, bien que des recherches futures au niveau de l'explication ex post des mouvements boursiers soient certainement encore nécessaires avant de tirer une quelconque conclusion, il convient néanmoins d'être prudent et de ne pas écarter un éventuel excès de volatilité du marché boursier dans son ensemble traduisant la présence à certains moments de "bulles" spéculatives. Lié alors au mécanisme séquentiel d'arrivée et de traitement de l'information, le processus de formation de ces "bulles" doit encore être établi.

4. Conclusions

Depuis le milieu des années 60, l'efficience informationnelle du marché boursier est certainement un domaine de la finance moderne qui a été des plus controversés. Rien d'étonnant dès lors que cette hypothèse ait donné naissance à une abondante littérature empirique essentiellement relative aux principales places financières mondiales et plus particulièrement à la Bourse de New York.

Au niveau de la définition, un marché est totalement efficient lorsque les acheteurs et les vendeurs réagissent au travers de mécanismes qui conduisent les prix des actions à refléter pleinement et instantanément l'ensemble des informations disponibles. Si théoriquement cette définition, initialement reprise par FAMA (1965) et prenant en compte le contexte informationnel dans son intégralité, est séduisante, elle est assurément trop générale pour permettre une vérification empirique. De plus, à supposer même que cette vérification repose sur la construction d'un hypothétique modèle de formation des prix dans un marché efficient, les prix fournis par ce modèle devant être comparés avec les prix observés sur le marché, chaque test d'efficience basé sur cette comparaison devient alors simultanément un test du modèle élaboré et n'autorise donc aucune conclusion univoque.

Par conséquent, les trois formes d'efficience définies par ROBERTS (1967) et FAMA (1970) apparaissent comme un compromis acceptable entre la volonté de conférer un caractère progressif et opérationnel à ce

concept et la nécessité de restreindre l'ensemble d'informations pour lequel l'effet sur le cours des actions est envisagé. Au travers de cette classification, les principaux tests d'efficience appliqués au marché boursier new-yorkais indiquent que les formes faibles et semi-fortes sont supportées par les faits, à l'exception de quelques anomalies décelées récemment, et que la forme forte est le plus souvent rejetée.

Toutefois, en raison des limites et imprécisions qui lui sont propres, le concept d'efficience nécessite une attention particulière au niveau de l'interprétation cohérente des résultats des travaux effectués. Il convient notamment d'être attentif au fait qu'individuellement chacun de ces derniers, basé sur un type d'information, un échantillon de valeurs et une période d'analyse sélectionnés arbitrairement, est indissociablement fonction de ce contexte.

Dès lors, l'appréciation du degré d'efficience du marché étudié ne peut se concevoir qu'à partir d'une combinaison des études partielles déjà réalisées et reste toujours sujet à révision. A fortiori, en raison des différences de structure, il n'est pas concevable d'étendre à d'autres places boursières les conclusions obtenues, sans une confirmation par l'élaboration de tests similaires.

Finalement, sans accorder au marché new-yorkais un degré de rationalité excessif, il semble que celui-ci a intrinsèquement la capacité d'analyser correctement les informations dont il a pleine connaissance, mais que cette opération peut prendre un certain temps et que des erreurs sont assurément toujours possibles. En effet, même si un des enseignements majeurs de l'importante littérature empirique consacrée à l'efficience est la suprême difficulté à réaliser des profits anormaux en utilisant de l'information disponible, il reste, au vu d'études récentes, qu'il convient d'être prudent avant de considérer ipso facto que le prix des actions représente à tout moment une image synthétique parfaite des valeurs fondamentales relatives aux facteurs internes et externes des sociétés. Un excès éventuel de volatilité du marché dans son ensemble pourrait en être une des raisons principales. Des recherches supplémentaires, combinées à une amélioration des outils statistiques, sont cependant indispensables avant d'aboutir

à une réelle conclusion.

Bibliographie

AHARONY, J. et SWARY, I. (1980), Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders'returns : an empirical analysis, *Journal of Finance*, 31, pp.1-12.

AKGIRAY, V. (1989), Conditional heteroscedasticity in time series of stock returns : evidence and forecasts, *Journal of Business*, 62, pp. 55-80.

ALEXANDER, S. (1961), Price movements in speculative markets : Trends or Random Walks, *Industrial Management Review*, 3, pp. 7-26.

BACHELIER, L. (1900), *Théorie de la spéculation*, Paris, Gauthier-Villars.

BAESEL, J., SHOWS, G. et THORP, E. (1982), Can Joe Granville time the market ?, *Journal of Portfolio Management*, 8, pp. 5-9.

BAESEL, J.B. et STEIN, G.R. (1979), The value of information : inferences from the profitability of insider trading, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14, pp. 553-572.

BALL, R. et BROWN, P. (1968), An empirical evaluation of accounting income numbers, *Journal of Accounting Research*, 6, pp. 159-178.

BALL, R. et KOTHARI, S.P. (1989), Nonstationary expected returns : implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns, *Journal of Financial Economics*, 25, pp. 51-74.

BANZ, R. (1981), The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, pp. 3-18.

BAR-YOSEF, S. et BROWN, L.D. (1977), A reexamination of stock splits using moving betas, *Journal of Finance*, 32, pp. 1069-1080.

BASU, S. (1977), The investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios : a test of the efficient market hypothesis, *Journal of Finance*, 32, pp. 663-682.

BASU, S. (1983), The relationship between earning yield, market value and the return for NYSE common stocks : futher evidence, *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 129-156.

BIDWELL, C.M. (1977), How good is institutional brokerage research ?, *Journal of Portfolio Management*, 3, pp. 26-31.

BOOTH, L.D. et JOHNSTON, D.J. (1984), The ex-dividend day behavior of canadian stock prices: tax and clientele effect, *Journal of Finance*, 39, pp. 457-476.

BROWN, L. et ROZEFF, M. (1978), The superiority of analysts forecasts as measures of expectations : evidence from earnings, *Journal of Finance*, 33, pp. 1-16.

BROWN, P., KLEIDON, A.W. et MARCH, T.A. (1983), New evidence on the nature of size related anomalies in stock prices, *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 33-56.

COBBAUT, R. (1987), *Théorie financière*, Paris, Economica, Ed.

COOTNER, P.H. (1964), *The random character of stock market prices*, Cambridge, M.I.T. Press.

COPELAND, T.E. et MAYERS, D. (1982), The value line enigma, 1965-1978 : a case study of performance evaluation issues, *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 289-321.

COPELAND, T.E. et WESTON, J.F. (1988), *Financial theory and corporate policy*, New York, Addison-Wesley Publishing Company, third edition.

COWLES, A. et JONES, H.E. (1937), Some posteriori probabilities in stock market action, *Econometrica*, 5, pp. 280-294.

CUTLER, D.M., POTERBA, J.M. et SUMMERS, L.H. (1989), What moves stock prices ?, *Journal of Portfolio Management*, 15, pp. 4-12.

DANN, L., MAYERS, D. et RAAB, R. (1977), Trading rules, large blocks, and the speed of adjustment, *Journal of Financial Economics*, 4, pp. 3-22.

DE BONDT, W.F.M. et THALER, R. (1985), Does the stock market overreact ?, *Journal of Finance*, 40, pp. 793-806.

DE LONG, J.B., SHLEIFER, A., SUMMERS, L.H. et WALDMANN, R.J. (1990), Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation, *Journal of Finance*, 45, pp. 379-395.

DIMSON, E. (1988), *Stock market anomalies*, Cambridge, Cambridge University Press.

ENGLE, R.F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of variances of United Kingdom inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007.

FAMA, E.F. (1965), The behavior of stock market prices, *Journal of Business*, 38, pp. 34-105.

FAMA, E.F. (1970), Efficient capital markets : a review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.

FAMA, E.F. (1976), *Foundations of finance*, New York , Basic Books.

FAMA, E.F. et BLUME, M. (1966), Filter rules and stock market trading, *Journal of Business*, 39, pp. 226-241.

FAMA, E.F., FISHER, L., JENSEN, M.C. et ROLL, R. (1969), The adjustement of stock prices to new information, *International Economic Review*, 10, pp. 1-21.

FAMA, E.F. et FRENCH, K. (1988), Dividend yields and expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 3-25.

FOSTER, G. (1977), Quarterly accounting data : time series properties and predictiveability results, *The Accounting Review*, 52, pp. 1-21.

FOSTER, G. (1986), *Financial statement analysis*, New Jersey, Prentice Hall, second edition.

FRENCH, K. (1980), Stock returns and the weekend effect, *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 55-69.

GILLET, R. (1986), Les scissions et attributions gratuites d'actions comme source d'information : une étude empirique, *Revue d'Economie Politique*, 4, pp. 412-420.

GILLET, R. (1989), Risque systématique de tendance du marché et krach boursier, *Gestion 2000*, 2, pp. 149-159.

GRANGER, C.W.J. et MORGENSTERN, O. (1963), Spectral analysis of New York stock market prices, *Kyklos*, 16, pp. 1-27.

GRANGER, C.W.J. et MORGENSTERN, O. (1970), *Predictability of stock market prices*, Lexington, D. C. Heath and Company.

GRINBLATT, M. et TITMAN, S. (1989), Mutual fund performance : an analysis of quarterly portfolio holdings, *Journal of Business*, 62, pp. 393-416.

HAUSMAN, W.H., WEST, R.R. et LARGAY, J.A. (1971), Stock splits, price changes and trading profits : a synthesis, *Journal of Business*, 44, pp. 69-77.

HEALY, P.M. et PALEPU, K.G. (1988), Earnings information conveyed by dividend initiations and omissions, *Journal of Financial Economics*, 21, pp. 149-175.

HENDRY, D. (1986), Econometric modelling with cointegrated variables : an overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 201-212.

HOLLOWAY, C. (1981), A note on testing an aggressive strategy using value line ranks, *Journal of Finance*, 36, pp. 711-719.

HONG, H., KAPLAN, R.S. et MANDELKER, G. (1978), Pooling vs. purchase : the effects of accounting for mergers on stock prices, *Accounting Review*, 53, pp. 31-47.

JAFFE, J. (1974), Special information and insider trading, *Journal of Business*, 47, pp. 410-428.

JENSEN, M.C. (1969), Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios, *Journal of Business*, 42, pp. 167-247.

JENSEN, M.C. (1978), Some anomalous evidence regarding market efficiency, *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 95-101.

JENSEN, M.C. et BENNINGTON, G.A. (1970), Random walks and technical theories : some additional evidence, *Journal of Finance*, 25, pp. 469-482.

KEIM, D. et FOERSTER, S. (1989), *Direct evidence of non-trading of NYSE and AMEX securities*, Wharton School, University of Pennsylvania, Working Paper.

KENDALL, M.G. (1953), The analysis of economic time series, Part 1: Prices, *Journal of the Royal Statistical Society*, 96, pp. 11-25.

KERR, H.S. (1980), The battle of insider trading vs. market efficiency, *Journal of Portfolio Management*, 6, pp. 47-50.

KRAUS, A. et STOLL, H.R. (1972), Price impacts of block trading on the New york Stock Exchange, *Journal of Finance*, 27, pp. 569-588.

LAKONISHOK, J. et VERMAELEN, T. (1986), Tax-induced trading around ex-dividend days, *Journal of Financial Economics*, 16, pp. 287-319.

LE ROY, S.F. et PORTER, R.D. (1981), The present-value relation : tests based on implied variance bounds, *Econometrica*, 49, pp. 555-574.

LEVY, H. and LERMAN, Z. (1985), Testing P/E ratio filters by stochastic dominance rules, *Journal of Portfolio Management*, 11, pp. 31-40.

LO, A.W. et MAC KINLAY, A.C. (1988), Stock market prices do not follow random walks : evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies*, 1, pp. 41-66.

LORIE, J.H. et NIEDERHOFFER, V. (1978), Predictive and statistical Properties of insider trading, *Journal of Law and Economics*, 21, pp. 35-51.

MANDELBROT, B. (1966), Forecasts of future prices unbiased markets, and martingales models, "Security Prices : A Supplement", *Journal of Finance*, 39, pp. 242-255.

MALKIEL, B.G. (1985), *A random walk down Wall Street*, New York, W. W. Norton & Company, Inc., fourth edition.

MILLER, P.F. et WIDMANN, E.R. (1966), Price performance outlook for high and low P/E stocks, *1966 Bond and Stock Issue, Commercial and Financial Chronicle*, 29, pp. 26-28.

OSBORNE, M.E.M. (1959), Brownian motions in the stock market, *Operations Research*, 7, pp. 145-173.

PENMAN, S.H. (1982), Insider trading and the dissemination of firm's forecast information, *Journal of Business*, 55, pp. 479-503.

POTERBA, J. et SUMMERS, L (1988), Mean reversion in stock prices : evidence and implications, *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 27-59.

REILLY, F.K. et DRZYCINSKI, E.F. (1981), Short run profits from stock splits, *Financial Management*, 10, pp. 64-74.

REINGANUM, M.R. (1983), Portfolio strategies based on market capitalization, *Journal of Portfolio Management*, 9, pp. 29-36.

RICKS, W. (1982), The market's responses to the 1974 LIFO adoptions, *Journal of Accounting Research*, 20, pp. 367-387.

ROBERTS, H.V. (1959), Stock market 'patterns' and financial analysis : methodological suggestions, *Journal of Finance*, 14, pp. 1-10.

ROBERTS, H.V. (1967), *Statistical versus clinical prediction of the stock market*, Chicago, Unpublished Paper.

ROLL, R. (1977), A critique of the asset pricing theory's tests, *Journal of Financial Economics*, 2, pp. 129-176.

ROLL, R. (1981), A possible explanation of the small firm effect, *Journal of Finance*, 36, pp. 879-888.

ROLL, R. (1988), R^2, *Journal of Finance*, 43, pp. 541-566.

SAMUELSON, P.A. (1965), Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly, *Industrial Management Review*, 6, pp. 41-49.

SCHOLES, M.S. (1972), The market for securities: substitution versus price pressure and the effects of information on share prices, *Journal of Business*, 45, pp. 179-211.

SHAWKY, H.A. (1982), An update on mutual funds : better grades, *Journal of Portfolio Management*, 8, pp. 29-34.

SHILLER, R.J. (1981), Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends ?, *American Economic Review*, 71, pp. 421-436.

SHILLER, R.J. (1989), *Market volatility*, Cambridge, M.I.T. Press.

SUNDER, S. (1973), Relationship between accounting changes and stock prices : problems of measurement and some empirical evidence, *Empirical Research in Accounting : Selected Studies*, pp. 1-45.

SUNDER, S. (1975), Stock price and risk related changes in inventory valuation, *Accounting Review*, 50, pp. 305-315.

THALER, R.H. (1987), Anomalies : seasonal movements in security prices II, Weekend, Holiday, turn of the month and intraday effects, *Journal of Economic Perspectives*, 1, pp. 169-178.

TINIC, S.M. et WEST, R.R. (1984), Risk and return : january vs. the rest of the year, *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 561-574.

WHITBECK, V.S. et KISOR, M. (1973), A new tool in investment decision-making, *Financial Analysts Journal*, 29, pp. 55-62.

WORKING, H. (1934), A random difference series for use in the analysis of time series, *Journal of the American Statistical Association*, 29, pp. 11-24.