

ETUDE ÉCONOMÉTRIQUE DE L'EFFICACITÉ INFORMATIONNELLE FACE AUX ANOMALIES SUR LES MARCHÉS BOURSIERS

Mohamed CHIKHI - Université de Ouargla-
Membre associé LAMETA - Université Montpellier I-
Email : chikhi@lameta.univ-montpl.fr

Depuis le début des années 50, les économistes ont développé l'ensemble de leurs travaux en se basant sur l'hypothèse de l'efficacité des marchés financiers. La théorie de l'efficacité est certainement l'une des théories les plus controversées dans le domaine économique ou financier. Malgré l'abondance des travaux empiriques visant à tester l'hypothèse d'efficacité, aucune conclusion claire ne semble ressortir. Cette absence de résultats unanimes est sans aucun doute liée à l'importance que revêt l'efficacité dans la théorie financière. Comme l'a noté Mignon (1998), toutes les théories et les modèles financiers reposent sur l'hypothèse d'efficacité. L'efficacité suppose la rationalité des agents tant dans leur comportement que dans leurs anticipations. La rationalité est ainsi une condition nécessaire à l'efficacité.

L'analyse des fluctuations de cours boursiers est bien liée à celle des fluctuations économiques, la finance n'étant qu'un domaine particulier de l'économie. En particulier, les anticipations théoriques de cours reflétant les anticipations des fondamentaux de l'économie. Le marché financier est souvent considéré comme un indicateur avancé de l'économie. L'explication des mouvements de cours boursiers renvoie ainsi à l'étude des fluctuations économiques.

Cette théorie a été beaucoup étudiée. Samuelson (1965) a été parmi les premiers à travailler sur l'efficacité. Son but était de définir l'efficacité de manière stricte à partir du concept de martingale et montrer l'équivalence avec le concept d'anticipations rationnelles. Pour Fama (1970), dans un marché efficace, toute information est répercutée complètement et instantanément dans les cours. Cette définition manque de précision et sa portée opérationnelle est limitée. Grossman (1976) a montré l'impossibilité logique d'un équilibre totalement révélateur. La définition de l'efficacité proposée par Jensen (1978) est plus précise : dans un marché efficace, toute prévision dégage un

profil nul. Plusieurs auteurs comme Jacquillat et Solnik (1990) et Cobbaut (1992) ne traitent que du concept d'efficacité informationnelle en oubliant quelques peu la rationalité. Mignon (1997) a adopté une approche volontairement critique en mettant en avant les interprétations opposées d'un même résultat. Elle a étudié la nouvelle classification de Fama (1991) faisant référence aux tests de prévisibilité de rendements boursiers, tests d'études événementielles et tests sur l'information privée. Concernant les tests de forme faible de l'efficacité, nous mentionnons les travaux de Fama (1965), French et Roll (1986) et Lo et Mc Kinlay (1988) et pour une revue de la littérature, nous pouvons nous renvoyer à Summers (1986), Fama (1991) et Cobbaut (1992). Pour terminer cette bibliographie sur l'efficacité, citons les travaux de Hamon et Jacquillat (1991), qui ont étudié les anomalies dans les rendements à la bourse de Paris et ont montré que les rendements boursiers ont un effet saisonnier dans la semaine. Nous mentionnons également les contributions de Artus (1995) et Gillet (1999) et pour une synthèse générale, nous pouvons nous reporter à Jacquillat et Solnik (1997).

Nous précisons tout au long de cet article la théorie de l'efficacité informationnelle des marchés boursiers en distinguant les trois catégories usuelles d'efficacité. Nous y adjoindrons la nouvelle classification faisant référence aux tests de marche aléatoire, tests sur l'information publique et tests sur l'information privées.

1. Concepts d'efficacité des marchés financiers

Le concept d'efficacité des marchés financiers a au moins trois dimensions : l'efficacité informationnelle, le comportement rationnel des agents et l'efficacité fonctionnelle.

Concernant la première dimension, un marché sera efficace si l'ensemble des informations pertinentes à l'évaluation des actifs financiers qui y sont négociés se trouve instantanément reflété dans le cours.

Un tel marché inclut donc instantanément les conséquences des événements passés et reflète précisément les anticipations exprimées sur les événements futurs. Ainsi, le prix d'un actif financier est à tout instant une estimation non biaisée de sa valeur intrinsèque. Il est par conséquent impossible de prévoir ses variations futures puisque tous les événements connus ou anticipés sont déjà intégrés dans le prix actuel.

La théorie de l'efficacité des marchés financiers correspond à la théorie de l'équilibre concurrentiel appliquée au marché des titres financiers. Cette hypothèse d'efficacité suppose l'atomicité des agents et les participants sont en concurrence active dans le but de réaliser des profits, de telle sorte qu'aucun d'entre eux ne puisse à lui seul influencer sur le niveau des prix qui s'établiront sur le marché. Du fait de la présence active d'un grand nombre d'opérateurs sur le marché, les écarts du prix observé par rapport à la valeur fondamentale vont décroître. De plus, si les prix reflètent pleinement l'information disponible sont identifiés.

Selon Jacquillat et Solnik (1997), les concepts de marché informationnellement efficace ont des implications extrêmes pour la pratique de la gestion de portefeuille : Seuls les investisseurs qui disposent d'informations privilégiées peuvent prétendre pouvoir réaliser des gains anormaux de manière suivie [cf. Roger (1988)]

La seconde dimension du concept d'efficacité du marché financier repose sur la rationalité du comportement de l'ensemble des agents sur le marché financier. Selon cette acception, un marché d'actifs financiers est efficace si le prix des actifs reflète les espérances de revenus futurs auxquels ils donnent droit, conformément aux principes traditionnels de l'évaluation.

La théorie de l'efficacité des marchés financiers suppose que les agents font des anticipations rationnelles. En effet, à chaque instant, le cours observé est égal à sa valeur fondamentale. Si l'agent peut prévoir correctement l'évolution des variables exogènes et s'il connaît la relation entre ces variables et la variable endogène, il formera des anticipations rationnelles.

L'anticipation rationnelle du cours formulé en t pour $t+1$ (notée $Z_{t,t+1}^a$) est égale à l'espérance estimée en t du cours en $t+1$, conditionnellement aux informations connues en t :

$$Z_{t,t+1}^a = E(Z_{t+1} / I_t)$$

(1)

L'erreur de prévision est égale à $\varepsilon_t = Z_{t+1} - E(Z_{t+1} | I_t)$ et l'espérance conditionnelle de cette erreur est nulle $E(\varepsilon_t | I_t) = E(Z_{t+1} - E(Z_{t+1} | I_t)) = 0$.

Les investisseurs tiennent compte des erreurs de prévision et les réduisent. Si tous les investisseurs forment leurs anticipations de manière rationnelle et l'absence d'asymétrie d'informations, les cours ajustés suivent une martingale.

A chaque instant, pour former leurs anticipations, les agents se basent sur un modèle identique à celui de la théorie économique (voir Phelps, 1987). L'hypothèse d'anticipations rationnelles stipule que les agents forment leurs décisions sur la loi vraie du système dans lequel ils se trouvent. Guesnerie (1989) note que les économistes ont beaucoup de difficultés à trouver cette loi. L'hypothèse d'anticipations rationnelles suppose ainsi des capacités analytiques que beaucoup d'individus n'ont pas.

Lorsqu'ils forment leurs anticipations, les agents se réfèrent à la théorie économique pertinente. La théorie économique si elle est réellement pertinente, doit en effet expliquer notamment les anticipations des agents.

« Le cours de l'action, aujourd'hui, est égal à la valeur actualisée de ses flux anticipés de revenus futurs. Mais l'observation, même superficielle, des fluctuations du cours des actions montre qu'ils varient de façon beaucoup plus marquée, à la hausse comme à la baisse, que ne le justifieraient les modifications d'anticipations formées rationnellement sur leurs déterminants fondamentaux. A l'évidence, la spéculation sur le marché amplifie considérablement la variabilité des dividendes et des bénéfices » [Tobin (1985)].

Les implications de l'efficacité d'un marché sont importantes pour l'organisation des marchés, la gestion de portefeuille et les entreprises. Les gestionnaires sont beaucoup plus attentifs aux coûts de transaction et à la qualité d'exécution des ordres. Comme l'ont souligné Jacquillat et Solnik (1997), la gestion active n'est pas exclue sur un marché efficace tant que l'acquisition et l'analyse des informations sont coûteuses.

La dernière dimension de l'efficacité des marchés financiers concerne les fonctions proprement économiques de l'industrie financière. L'utilité du marché financier provient du fait qu'il permet la mise en commun des risques et leur transfert vers

ceux qui sont les plus capables ou les plus disposés à les supporter. Par ailleurs, il permet de mobiliser l'épargne vers les emplois les plus productifs. Cet ensemble de fonctions entraîne des transactions volumineuses tant au niveau du marché primaire des émissions qu'à celui du marché secondaire. Cette notion d'efficacité fonctionnelle intéresse le gérant de portefeuille, à savoir l'efficacité informationnelle.

2. Analyse empirique de l'efficacité informationnelle du marché boursier

Les tests d'efficacité sont rangés en trois catégories, suivant l'information utilisée dans la tentative de prévision : efficacité faible, efficacité semi forte et efficacité forte.

Les trois formes de l'efficacité recourent des modalités différentes de gestion des portefeuilles. L'analyse chartiste est vaine si l'efficacité faible est vérifiée. L'utilisateur de cette analyse s'intéresse aux marchés et non aux fondamentaux de l'économie. Il considère ainsi que seule l'étude des facteurs internes au marché (cours et volumes de transaction) est importante pour déterminer l'évolution future des cours. Elle se bas alors sur divers graphiques de cours afin d'identifier des tendances et de faire des prévisions à court terme. Donc, les cours passés, les volumes de transaction et les positions ouvertes dans le cas des marchés à terme constituent l'essentiel des données utilisées par l'analyste. Il s'agit de démarches essentiellement empiriques. Selon cette approche, les cours boursiers évoluent selon des tendances. Ces tendances sont suffisamment durables pour être identifiées et le passé tend à se répéter. Les chartistes vont étudier l'historique de la série des prix et tenter d'identifier des comportements similaires pour le futur. Le marché n'est pas efficace si ces méthodes sont utilisables avec profit.

La démarche de l'analyse financière est très différente. L'analyse fondamentale consiste à anticiper la séquence des flux associés au portage du titre, à analyser le risque et l'exigence de rendement des investisseurs, puis à combiner le tout pour déterminer les valeurs surévaluées (à vendre), les valeurs sous-évaluées (à acheter). Donc, l'objet de cette analyse est de prévoir l'évolution du cours d'une action à partir de l'étude d'indicateurs économiques et monétaires. Si l'on reprend la terminologie de Fama (1970), on peut voir clairement que si le marché est efficace au sens semi-fort alors l'analyse

fondamentale est inutile puisque toutes les informations économiques sont déjà reflétées dans le cours.

2.1 La forme faible de l'efficacité et le processus de marche aléatoire

Pour la tester, il suffit de montrer qu'un investisseur ne peut anticiper avec profit les prix boursiers futurs en utilisant la séquence des prix passés, c'est à dire, nous testons si le processus des prix boursiers est une marche aléatoire.

Un processus Z_t est qualifié de marche aléatoire si $Z_t = Z_{t-1} + \varepsilon_t$ où ε_t est un bruit blanc. L'espérance d'une marche aléatoire est nulle et sa variance est égale à $t\sigma^2$. Quelle que soit la façon dont le temps est découpé, la variance de l'accroissement reste proportionnelle au temps écoulé. Une marche aléatoire résulte de l'accumulation d'accroissements élémentaire indépendants les uns les autres. Si R_t désigne le taux de rendement d'un titre de $t-1$ à t et Z_0 la valeur initiale du titre, le cours à la date t est :

$$Z_t = Z_0 \prod_{\tau=1}^{t-1} (1 + R_\tau) \quad (2)$$

Si la série des rendements est un bruit blanc, alors le logarithme du cours ajusté suit une marche aléatoire, car :

$$\begin{aligned} \log Z_t &= \log Z_0 + \sum_{\tau=1}^{t-1} \log(1 + R_\tau) \\ &= \log Z_0 + \sum_{\tau=1}^{t-1} \log\left(\frac{Z_\tau + D_\tau}{Z_{\tau-1}}\right) \quad (3) \end{aligned}$$

Le cours ajusté suit une marche aléatoire géométrique.

Le terme $\log\left(\frac{Z_\tau + D_\tau}{Z_{\tau-1}}\right)$ a une interprétation économique évidente ; c'est le rendement estimé en temps continu. Si le cours ajusté (dividendes et opérations sur titres avec coefficient correcteur) suit une marche aléatoire, tel n'est pas le cas du cours seul, dans la mesure où la date de détachement et l'ampleur de la chute de cours liée au détachement sont largement prévisibles.

Afin de tester l'hypothèse de marche aléatoire des cours boursiers, deux types de tests ont été effectués : les premiers testent directement l'indépendance des variations successives des cours boursiers, les seconds vérifient dans quelle mesure les méthodes d'analyse chartiste basées sur l'évolution des cours passés permettent aux investisseurs d'obtenir des résultats de

gestion supérieurs à ceux qui résulteraient d'une stratégie naïve¹ d'investissement. Concernant les premiers tests, l'hypothèse de marche aléatoire des cours boursiers a été faite par Kendall (1953), selon laquelle les variations successives de l'indice des actions cotées à Londres (1928-1938) étaient totalement indépendantes. Ce résultat a été confirmé par des tests sur le marché américain, notamment les tests d'autocorrélation statistique de Fama (1965). Les coefficients d'autocorrélation entre les changements de cours successifs sont très faibles. Un coefficient d'autocorrélation d'une série de prix sera nul si les variations sont aléatoires, positif si une hausse supérieure à la moyenne pendant la période t est suivie par une hausse supérieure à la moyenne pendant la période $t+1$, et négatif si la fluctuation de prix pendant la période $t-1$ tend à compenser une hausse ou une baisse pendant la période t . L'étude de Fama (1965), sur les variations relatives quotidiennes des trente valeurs du *Dow Jones* de 1957 à 1962, montre qu'aucune autocorrélation importante n'a pu être décelée même en considérant des changements hebdomadaires, bihebdomadaires, etc. ou des retards de plusieurs jours dans le processus d'ajustement. L'étude de Fama (1965) a été sur huit marchés européens par Solnik (1973).

Le coefficient d'autocorrélation a été calculé pour chaque valeur en considérant les variations de cours journalières, puis hebdomadaires, bihebdomadaires et mensuelles, ainsi que pour chaque marché. Des différences entre le marché américain et les marchés européens étaient prévisibles du fait de l'étrécissement de ces derniers et de leurs carences en matière de diffusion de l'information.

(FIG. 1) montre ces différences où la distribution américaine de Fama (1965) pour les changements de cours journaliers est mise en parallèle avec la distribution française de Solnik (1973). D'après (FIG. 1a), Jacquillat et Solnik (1997) ont remarqué qu'en France, comme dans les autres pays européens, la distribution des variations journalières est beaucoup plus plate qu'aux Etats-Unis et sans mode

autour de zéro, alors que le modèle de marche aléatoire prédit une distribution en forme de cloche autour de zéro. Les violations du modèle de marche aléatoire diminuent nettement lorsque nous allongeons les intervalles comme en 1b. La distribution des coefficients d'autocorrélation liés à la série de cours bihebdomadaires a une forme plus conforme à la théorie ; le pourcentage d'actions ayant un coefficient deux fois plus large que le double de l'écart type devient très faible. De plus, les déviations par rapport à la théorie sont un peu plus importantes pour les cours des titres européens que pour les titres cotés à Wall Street, même les coefficients d'autocorrélation journalière sont probablement négligeables pour qu'un investisseur puisse espérer en tirer un profit à cause des coûts de transactions prohibitifs que supporterait une telle stratégie de placement. Nous remarquons suivant les résultats du tableau 1 qu'il n'existe pas de différence fondamentale de nature quant à l'évolution des cours entre le marché américain et le marché français. Il n'apparaît qu'une différence limitée de degré dans l'efficacité du marché. Dans certain cas, même si les coefficients d'autocorrélation sont sensiblement significativement différents de zéro, ils ne sont pas assez stables temporellement pour permettre des gains anormaux.

Les deuxièmes tests reposent des tests statistiques des méthodes d'analyse chartistes. Selon les chartistes, les tests statistiques ne peuvent rendre compte que de certains types particuliers de dépendance, ils ne peuvent rendre compte que de certains types particuliers de dépendance, ils ne peuvent en aucun cas déceler les relations complexes dans l'évolution du cours des actions. La première étude significative a été réalisée aux Etats-Unis par Alexander (1961-1964). Il a testé la méthode des filtres, cette étude a été reprise en détails par Fama et Blume (1966). Un filtre est une règle de spéculation qui s'énonce de la manière suivante : « Si le cours d'un titre augmente de $x\%$ au moins par rapport à un minimum antérieur, il convient d'acheter ce titre et de le conserver jusqu'à ce que son prix baisse d'au moins $x\%$ par rapport à son maximum précédent. A ce moment, il faut simultanément vendre et prendre une position à découvert. La position découverte est maintenue jusqu'à ce que le prix augmente de $x\%$ par rapport au minimum précédent. A ce moment, il faut couvrir sa position et acheter. Tous les mouvements d'une ampleur inférieure à

¹ « La stratégie naïve d'investissement constitue un critère de comparaison bien utile. Dans la stratégie naïve de gestion, l'investisseur suit une politique d'achat. De ce fait, il n'exerce aucune capacité prédictive particulière contrairement à l'investisseur qui suit une stratégie active de gestion » [Jacquillat et Solnik (1997), p. 54]

$x\%$ sont ignorés » [Cobbaut (1997), p. 309]. Plus le filtre est élevé, plus faible sera le nombre d'opérations effectuées sur une période donnée. Le test consiste, donc, à comparer les profits que l'on obtient en appliquant cette technique et ceux auxquels on provient en s'en tenant à la stratégie particulièrement simple du « *buy and hold* », qui consiste à acheter les titres au début de la période et à les détenir jusqu'à la fin de la période. En effet, cette stratégie apparaît comme la méthode la plus appropriée en cas de marche aléatoire.

Fama et Blume (1966) ont appliqué ce test à la bourse de New York en utilisant des filtres s'étalant de 0.5 à 50% en utilisant différents intervalles de cours boursiers. Les résultats de l'application journalière de la stratégie aux 30 valeurs du *Dow Jones* sur une période de cinq ans sont résumés dans le tableau 2. La deuxième colonne indique le rendement moyen qui aurait été pour une valeur donnée de x . Pour la plupart des titres considérés, Fama et Blume (1966) sont arrivés à la conclusion que la politique du « *buy and hold* » engendrait des profits supérieurs à ceux de la technique des filtres, en tout cas après prise en compte des frais de transaction.

Van Horne et Parker (1967) ont proposé une autre technique basée sur la moyenne mobile qui s'énonce de la manière suivante : « *Si le cours d'une valeur excède de $x\%$ une moyenne mobile des cours antérieurs², acheter et attendre jusqu'à ce qu'il baisse d'un même pourcentage par rapport à la moyenne mobile et à ce moment là vendre et même, si on le désire, prendre une position de vendeur à découvert* » [Jacquillat et Solnik (1997), p.60]. Ils l'ont appliqué sur les cours de clôture journaliers de 30 valeurs de NYSE « *New York Stock Exchange* » sélectionnées au hasard (1960-1966). Ils ont calculé les moyennes mobiles sur des périodes de 200, 150 et 100 jours.

En portant d'un investissement initial de 1000 dollars, un investisseur naïf, qui aurait détenu les 30 valeurs en portefeuille pendant toute la période, se serait retrouvé en 1966 avec 2487 dollars. Le tableau 3 donne la valeur finale de son placement. Van Horne et Parker (1967) sont arrivés à une conclusion similaire.

L'application des tests semblables à d'autres bourses, notamment à celle de Paris a fait apparaître des résultats plus nuancés. Si la théorie de marche aléatoire des cours boursiers s'applique assez bien

aux grandes valeurs activement traitées, il n'en allait pas de même pour les titres au marché plus étroit. Brock, Lakonishok et LeBaron (1992) ont testé diverses stratégies de moyennes mobiles sur l'indice *Dow Jones* de 1897 à 1986. Avec une moyenne mobile sur 50 séances associée à une marge de confirmation de 1%, le gain est de 3.4% par an en excès de rendement passif qui réalise 5%. Les gains sont plus élevés sur les signaux d'achat que sur les signaux de vente. Ces résultats ont permis de rejeter une hypothèse de marche aléatoire des cours.

Les chartistes considèrent les tests présentés comme peu convaincants du fait que les méthodes statistiques utilisées seraient inappropriées. Autrement dit, cette école technique ne considère ni les méthodes de corrélation statistiques, ni les analyses de séquence comme des tests appropriés pour juger de l'intérêt de l'historique des séries d'évolution des cours boursiers. Nous pouvons conclure que ces approches techniques sont très limitées pour capturer toutes les caractéristiques des marchés boursiers : efficacité ou inefficacité au sens faible.

2.2 La forme semi forte de l'efficacité et les tests sur l'information publique

Pour cette seconde catégorie de l'efficacité, les cours intègrent non seulement toute l'information portant sur l'historique des cours et des variables fondamentales : (dividendes, taux d'intérêt,...) mais également toute l'information publique concernant la santé des entreprises : (Annonces des résultats, distribution d'actions gratuite, etc.). Nous nous proposons de présenter les tests de l'efficacité semi forte basés sur les tests d'études événementielles.

Dans la plupart des études concernant les effets d'annonce, la méthodologie adoptée repose sur « la méthode des résidus » ou méthode CAR « *Cumulated Average Residual* ». Ces deux méthodes consistent à mesurer le rendement boursier anormal ou résidus moyens en période d'information [voir Grar (1994)]. La méthode des résidus a pour objet de déterminer la façon dont le marché réagit à la perspective d'une certaine opération concernant une entreprise particulière.

Le rendement résiduel d'un titre se mesure en évacuant de son rendement celui qui est dû à son risque et aux fluctuations générales du marché. Le modèle s'écrit, alors :

$$\varepsilon_{it} = Z_{it} - E(Z_{it} | Z_{kt}, \hat{\beta}_{it}) \quad (4)$$

² Si $x = 0$, le cours traverse sa moyenne mobile [cf. Jacquillat et Solnik (1997)]

où Z_{it} est le rendement observé du titre i sur la période t , $E(Z_{it}|Z_{kt}, \hat{\beta}_{it})$ est le rendement espéré selon le modèle d'évaluation conditionnellement au rendement observé du marché Z_{it} et au risque estimé du titre i $\hat{\beta}_{it}$ et ε_{it} est le rendement résiduel estimé du titre i pendant la période t . Le rendement résiduel ε_{it} permet de mesurer le rendement anormal (ou l'excès de rendement). Généralement, nous retenons une formulation logarithmique du type :

$$\varepsilon_{it} = \ln Z_{it} - \alpha_i - \beta_i \ln Z_{kt} \quad (5)$$

En calculant la moyenne des résidus estimés autour du moment d'information, nous pouvons nous rendre compte si le rendement anormal persiste ou non au-delà de moment. Si le marché est efficient au sens semi fort, l'annonce, une fois passée, ne devrait pas avoir d'influence sur les cours et donc les résidus ne devraient pas être significativement différents de zéro.

Ball et Brown (1968) ont analysé les effets de l'annonce des résultats annuels de 261 entreprises américaines sur la période 1946-1966. Le modèle économétrique a été construit pour chaque entreprise afin de prévoir les résultats futurs. Les résultats réels ont été classés en deux catégories selon qu'ils étaient supérieurs ou inférieurs aux résultats prévus. L'effet de l'annonce des résultats sur les fluctuations de prix a été étudié en ajustant par les mouvements généraux du marché. Les rendements résiduels moyens ont été étudiés dans les 12 mois qui précèdent et les 6 mois qui suivent chaque annonce annuelle.

(FIG. 2) représentent les résidus moyens cumulés pour toutes les entreprises qui forment l'échantillon. Il apparaît qu'en moyenne, le marché a correctement anticipé la variation des résultats avant qu'ils ne soient publiés et l'hypothèse d'efficience dans sa forme semi forte est vérifiée. L'ajustement des cours boursiers est pratiquement inexistant après l'annonce publique des résultats. La moyenne des résidus devient à peu près nulle pour chacun des deux sous échantillons.

Fama, Fisher, Jensen et Roll (1969) ont analysé la façon dont réagissait le cours d'une action à la suite d'une annonce de distribution d'actions gratuites³ « Split ». Leur étude consiste à examiner les

rendements autour des dates de distributions d'actions gratuites et à analyser si ces rendements exhibent un comportement inhabituel. Cette étude porte, donc, sur 940 distributions d'actions gratuites concernant 622 actions cotées au NYSE entre 1927 et 1959. D'après (FIG. 3), les taux de rendement résiduel cumulé les mois précédents par rapport au Split sont positifs ; celui-ci peut s'expliquer par un biais dans la sélection des titres. Ces auteurs ont montré que ces distributions n'ont eu aucun effet sur les cours car le marché les avait correctement anticipés sur la base des informations publiées au cours des 30 mois précédents, relatives notamment aux résultats des entreprises concernées et à leurs bénéfices attendus. Dans leur étude, Fama, Fisher, Jensen et Roll (1969) avaient émis l'hypothèse que les divisions d'actions pouvaient être interprétées par les investisseurs comme le signal d'une augmentation des dividendes futurs des firmes, ce qui implique que les dirigeants signalent que leur entreprise pourra dégager de manière permanente des profits supérieurs.

En divisant l'échantillon en deux : les entreprises dont le Split s'était accompagné d'un accroissement du dividende supérieur à la moyenne de celui de l'ensemble des actions du NYSE (71.5% de l'échantillon total) et le deuxième composé les entreprises qui n'ont pas tenu la promesse faite par la réalisation du Split (voir FIG. 3). Ils ont observé pendant les douze premiers mois une légère hausse du résidu moyen cumulé, puis la stabilisation attendue. Dans le deuxième cas, le résidu moyen cumulé subit dans le même temps une baisse sévère qui le ramène, en moyenne, au niveau où il se trouvait six mois avant le split. Lorsque les deux sous-groupes sont combinés (voir FIG 6), le marché forme, en moyenne, des anticipations rationnelles quant aux prévisions de dividendes des entreprises qui font l'objet d'une division de leurs actions.

Tous ces résultats sont donc une confirmation de l'efficience du marché. Les prix reflètent parfaitement les cash flows futurs. La division d'actions n'a aucun effet sur la richesse des actionnaires. Elle ne sert que comme message et mode de transmission de l'information au marché.

2.3 La forme forte de l'efficience et les tests sur l'information privée

Fama (1970) a initialement baptisé cette dernière catégorie de tests du nom de

³ La distribution d'actions gratuites, considérée généralement comme une bonne nouvelle, est une opération neutre. L'annonce ou la réalisation par une société d'une distribution d'action gratuite ne devrait avoir aucune incidence sur les cours.

« tests de forme forte ». L'efficacité intégrale du marché devient une hypothèse forte s'il est possible d'utiliser de l'information privilégiée « *insider information* », une information privée qui n'est pas reflétée dans les prix. Dans cette dimension de l'efficacité, les investisseurs peuvent espérer des rendements supérieurs à ceux des agents ne disposant pas de cette information.

L'étude concernant la détention d'information privée trouve ses origines dans les articles de Neiderhoffer et Osborne (1966), Scholes (1972) et Jaffe (1974), Scholes (1972) montre que les *insiders* (ce sont principalement des dirigeants de l'entreprises spéculant sur leurs propres titres), disposent d'une information privée qui n'est pas reflétée dans le prix. La première étude sophistiquée consacrée à ce problème est due à Jaffe (1974), en utilisant la méthode des résidus, il a montré que le marché ne réagit que très lentement à l'annonce d'opérations d'*insiders*. Les *outsiders* peuvent alors tirer profit de l'information publique concernant ces opérations d'*insiders*, ce qui constitue une attaque supplémentaire contre l'efficacité au sens semi fort. Seyhum (1986) a repris l'étude de Jaffe (1974), il a montré que les achats d'*insiders* sont particulièrement importants pour les firmes de faible capitalisation, alors que ce sont les ventes qui dominent pour les grandes firmes. Il a considéré en conséquence que les résultats de Jaffe sont faussés par la non prise en compte de l'effet taille⁴. Généralement, les *insiders* disposent d'une information privée qui n'est pas reflétée dans les prix et selon la définition de Jensen (1978), pour tester si le marché est ou non efficace au sens fort il suffit d'établir si cette information permet de générer des profits anormaux. La première étude dans ce cadre semble avoir été celui de Jensen (1968) portant sur les investisseurs institutionnels. Cette analyse a pour objet de déterminer si les investisseurs institutionnels ont accès à une information spécifique qui leur permet de réaliser des excès de rendement. Le modèle de Sharpe-Lintner correspondant au cas où les prix reflèteraient toute l'information disponible, s'écrit sous la forme [cf. Mignon (1998)] :

$$E(Z_{j,t+1} | I_t) = (1 - \beta_j)Z_{f,t+1} + \beta_j E(Z_{m,t+1} | I_t)$$

(6)

où $Z_{j,t+1}$ est le rendement du titre j entre t et $t+1$, $Z_{f,t+1}$ est le rendement de l'actif non risqué f entre t et $t+1$, $Z_{m,t+1}$ est le rendement du portefeuille de marché m entre t et $t+1$. Le modèle estimé de Jensen est :

$$Z_{j,t+1} = \alpha_j + (1 - \beta_j)Z_{f,t+1} + \beta_j Z_{m,t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

Pour que le modèle soit vérifié, il faut que $\alpha_j = 0$.

L'étude de Jensen porte sur 115 fonds communs américains sur la période 1955-1964. La performance des gestionnaires de fonds communs est évaluée au moyen du coefficient α_j :

- Si α_j est significativement positif, les fonds réalisent une performance supérieure au marché.
- Si α_j est significativement négatif, les fonds réalisent une performance inférieure au marché.
- Si $\alpha_j = 0$, les fonds ne permettent pas de réaliser des profits anormaux c'est à dire de battre le marché.

Son étude montre que seuls deux ont réalisé des profits anormaux et quatre ont enregistré une performance inférieure à celle du marché. Il a conclu qu'en moyenne, il est impossible de battre le marché et l'efficacité au sens fort est vérifiée. Ce résultat portant sur l'efficacité au sens fort met en avant la détention d'information privées par les *insiders* et éventuellement les gestionnaires de fonds communs. Les prix ne reflètent pas pleinement toute l'information disponible, tandis que nous pouvons considérer qu'en ce qui concerne les *outsiders*, il est raisonnablement efficace. Il est en effet probable que, dans la majorité des cas, les prix s'ajustent sans retard important à l'information contenue dans la révélation des opérations d'*insiders*.

3. Les anomalies sur les marchés boursiers

Les anomalies sont en contradiction avec l'hypothèse d'efficacité. Diverses études psychologiques attestent l'existence d'un lien entre le temps et l'humeur des individus. Est ce possible que le

⁴ L'effet taille est une anomalie de rendement se traduisant par le fait que les actions des firmes de petite taille (entreprises à faible capitalisation boursière) ont un rendement supérieur à ceux des firmes de grande taille (entreprises à forte capitalisation boursière).

comportement des professionnels de la bourse soit influencé par les aléas climatiques ? L'évolution des liens entre l'évolution boursière et le climat n'est pas récente. Sauders (1993) met en évidence une corrélation entre les variations quotidiennes de l'indice *Dow Jones* de 1927 à 1989 et le degré de couverture nuageuse à *Central Park*.

La plupart des êtres humains ont un comportement qui ne se conforme pas au principe de la maximisation de l'espérance d'utilité. Donc, la question est de savoir si les écarts sont tels qu'il en résulte un impact sur les équilibres et sur la manière d'apprécier les titres cotés. La remise en cause de l'hypothèse de rationalité n'est nullement nécessaire pour comprendre les évolutions boursières. La prise en compte des frais de transaction, des frictions dans les processus de cotation et de fiscalité apporte un intérêt certain pour expliquer les anomalies dans les taux de rentabilité.

L'existence d'une rentabilité en excès sans risque supplémentaire, par exemple devrait être à l'origine de nombreuses opérations d'arbitrage. Les anomalies arbitrées sont en fait exceptionnelles. Une anomalie n'est pas exploitable sans risque tant que les raisons de son existence n'ont pas été comprises. Cependant, prétendre que toute différence de rentabilité est justifiée, montre sans doute une très grande confiance dans l'hypothèse d'efficience.

3.1 L'effet PER, l'effet taille et l'effet janvier

Plusieurs régularités ont trouvé des explications satisfaisantes dans la mesure où elles ne remettent pas en cause la définition retenue pour l'efficience. Comme l'ont noté Hamon et Jacquillat (1992), certaines sont difficilement compatibles avec une hypothèse d'évolution des cours ajustés en martingale⁵ et la multiplication des observations a été accompagnée de l'annonce d'effets en nombre sans cesse croissant. Ils ont constaté que certains effets n'ont toutefois pas d'existence propre et l'effet PER disparaît lorsque l'on tient compte des différences de risque, de l'effet taille et de l'effet janvier (voir Hamon, 1992).

L'effet taille est sans doute l'anomalie la plus traitée tout autant par les praticiens. De nombreuses observations ont démontré une performance supérieure réalisée par les titres ayant la capitalisation boursière la plus faible. Cet effet taille peut s'expliquer

de différentes façons. Une capitalisation boursière faible signifie le plus souvent des risques plus élevés pour l'investisseur. Plus une entreprise est de petite taille, plus ses chances de défaillances sont élevées. Plus un titre est risqué, plus la rentabilité exigée par les actionnaires est élevée. Sur le marché américain, le tableau 4 donne les performances de ce portefeuille constitué d'actions de petites firmes ainsi que celles de l'indice *SP500* entre 1926 et 1983. Dans la mesure où ce dernier comprend les plus grandes capitalisations boursières, la comparaison de ces performances est une mesure de l'effet taille.

L'effet taille est présent, le portefeuille des petites firmes a battu le *SP500* de 0.48% par mois ou de 5.79% par ans. Le premier a eu une performance supérieure au *SP500* dans 51.7% des cas et cette différence est statistiquement significative. En effet, la première a été beaucoup plus risquée que la deuxième : les écarts types des rendements annuels sont respectivement de 32.35% et 20.62%.

Comme l'a observé Keim (1983), l'effet taille se concentre en janvier. Le rendement annualisé des petites firmes sur les grandes firmes serait en moyenne de 5.86% en janvier alors qu'elle n'est que de 5.79% pour l'ensemble de l'année. Comme l'ont souligné Jacquillat et Solnik (1997), l'observation des rendements journaliers montre que l'effet taille est positif et significatif le dernier jour de décembre et les quatre premiers jours du mois de janvier puisque son importance décline le reste du mois.

Nous pouvons dire tout de même que tous les travaux empiriques montrent que le mois de janvier est le plus rentable. Ainsi il suffit d'acheter au début du mois de janvier pour revendre à la fin du mois pour enregistrer une performance positive. Cette anomalie a été attribuée dans un premier temps à l'année fiscale. Une fois l'année fiscale écoulée, les gestionnaires de portefeuille recomposent leurs fonds en achetant en masse les grandes valeurs de la cote, mais cette raison fiscale n'est pas valable. En effet, ce phénomène est aussi perceptible au Japon alors que l'année fiscale ne se clôture pas le 31 décembre. Cet effet a donc été expliqué par la date de déclaration des performances des fonds de pension. Ces derniers clôturent leurs comptes fin décembre et nettoient donc leurs lignes en décembre pour racheter en janvier, afin d'extérioriser leurs moins-values mais aussi de présenter des performances apparentes plus attrayantes pour les futurs investisseurs.

⁵ Les anomalies saisonnières par exemple.

Sur le marché américain, l'essentiel des différences de rendements suivant la taille est concentré dans les premières séances de bourse du mois de janvier. A Paris, ce sont les actions dont les cours ont le plus chuté vers la fin d'une année donnée qui voient leurs cours rebondir dans les premières séances de l'année suivante.

3.2 L'effet week-end, l'effet changement de mois

Deux hypothèses sont en concurrence quand nous comparons les rendements boursiers du lundi à ceux des autres jours de la semaine. Selon la première, les rendements boursiers devraient être en moyenne proportionnels aux durées de détention : ceci implique un rendement du lundi trois fois supérieure à celui des autres jours. Selon la deuxième, les rendements boursiers sont proportionnels à la durée de négociation des valeurs, auquel cas le rendement du lundi devrait être égal à celui des autres jours.

Les résultats d'une étude de Hamon et Jacquillat (1992) faite à partir des rendements boursiers journaliers de l'indice *AFFI SBF* (voir tableau 5) montrent que la probabilité d'un détachement de dividendes est plus élevée le lundi : pour 9615 dividendes versés par ces titres, 38.5% sont détachés un lundi, contre 15.4% un autre jour.

L'indice général de la *SBF* a été corrigé pour tenir compte, sur une base quotidienne, des détachements de dividendes enregistrés par les actions françaises. L'indice *AFFI* pondéré par les capitalisations est construit selon la méthodologie du *CAC40*, mais en incluant tous les titres cotés.

L'effet lundi est bien précisé dans le tableau 6 (voir aussi *FIG. 4*). Ces résultats montrent que les coefficients estimés de chaque variable sont égaux aux moyennes des taux de rendements pour le jour considéré. Les variances des estimateurs sont obtenues avec ajustement des moindres carrés ordinaires par la méthode de White (1980)⁶. Le test *F* indique que les rendements sont significativement différents d'un jour de la semaine à l'autre. Les ratios de Student testent la valeur des

coefficients par rapport à zéro. *SBF* désigne l'indice général de la *CAC-SBF* ; *SBF cor* est l'indice *SBF* avec réinvestissement des dividendes ; *AFFI* est un indice pondéré exhaustif ; *AFFI cor* est un indice pondéré exhaustif avec réinvestissement des dividendes et *AFFI ep* est un indice exhaustif équipondéré avec réinvestissement des dividendes.

Le rendement du lundi est de -0.05% sur les 617 observations disponibles pour l'indice *AFFI* pondéré de 1977 à 1989 et de 0.124% les 2627 autres jours de la semaine. D'après les résultats de ce tableau, la prise en considération d'un réinvestissement dans l'évaluation de l'indice atténue l'effet du lundi, sans le faire disparaître : l'importance des détachements ce jour-là ne suffit pas à expliquer le rendement négatif constaté. Le rendement du vendredi apparaît non différent de zéro dans le cas de l'indice équipondéré. Cette anomalie concerne les actions les plus fortement capitalisées. Hamon et Jacquillat (1992) ont réparti en dix groupes, suivant leur capitalisation en début d'année, toutes les actions cotées de 1977 à 1989. Ils ont mesuré la moyenne des rentabilités quotidiennes par jours de la semaine. Il apparaît, d'après (*FIG. 4*), que 30% des actions les plus fortement capitalisées ont une rentabilité négative du vendredi au lundi. Cet effet week-end a été confirmé pour les marchés australiens et japonais.

L'effet changement de mois a été confirmé par Ariel (1987), entre 1963 et 1981, il a montré que le rendement durant la seconde moitié du mois est nul. Plus précisément, la moyenne associée aux neuf premières séances du mois est de 1.411% contre -0.021% pour les neuf dernières séances. L'effet changement de mois apparaît distinct de l'effet janvier : en excluant le premier mois de l'année, les résultats précédents deviennent respectivement de 0.998% et -0.189%. La différence entre les rendements de début et de fin de mois est significative chaque mois (sauf en février). Il faut noter qu'il est très difficile de trouver une explication pour ces anomalies. Les mouvements de prix sont influencés par le pattern récurrent des flux de fonds qui arrivent ou sortent du marché. En France, par exemple, les commentateurs boursiers s'attendent à une hausse des cours en novembre ou en décembre. Ce comportement explique les effets fin d'année et fin de mois. De plus, les mouvements de cours peuvent s'expliquer par un profil de bonnes et mauvaises nouvelles systématiques, l'annonce des mauvaises nouvelles étant si

⁶ Si nous connaissons la forme de l'hétéroscédasticité, une pondération explicite des données est envisageable. En présence d'une hétéroscédasticité non clairement identifiée, l'ajustement des estimateurs de variances par l'approche de White constitue une approche robuste.

possible diffusée après la fermeture du marché le vendredi.

3.3 L'hypothèse de volatilité excessive

Le cours boursier, aujourd'hui, est égal à la somme actualisée des n prochains flux de dividendes à laquelle il convient d'ajouter la valeur de revente du titre à l'année n . Les travaux de Leroy et Porter (1981) et Shiller (1981) montrent que les cours des actions exhibent une volatilité excessive relativement aux fondamentaux, et plus particulièrement par rapport aux dividendes. Selon Shiller (1981), la volatilité d'une somme est inférieure à la volatilité de ces composantes. Cette volatilité remet en cause l'hypothèse d'efficience des marchés financiers. Comme l'a noté Chikhi (2001), si l'hypothèse d'efficience est vérifiée, la volatilité des prix observés ne devrait pas être trop importante en égard à celle des fondamentaux.

Le flux de dividendes permettant de formuler une borne supérieure pour la volatilité des cours. Selon Leroy (1989), la définition du taux de rentabilité permet d'écrire :

$$Z_t = \alpha(D_{t+1} + Z_{t+1}) - \alpha\varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

Où ε est la composante non anticipée de la rentabilité qui s'écrit sous la forme :

$$\varepsilon_{t+i} = Z_{t+i} + D_{t+i} - E(Z_{t+i} + D_{t+i} | I_{t+i-1}) \quad (9)$$

En remplaçant t par $t+i$ et en multipliant les deux côtés par α^i , la relation (8) devient :

$$\alpha^i Z_{t+i} = \alpha^{i+1}(D_{t+i+1} + Z_{t+i+1}) - \alpha^{i+1} \varepsilon_{t+i+1} \quad (10)$$

Sous l'hypothèse de convergence, nous avons :

$$\sum_{i=0}^{\infty} \alpha^{i+1} D_{t+i+1} = Z_t + \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^{i+1} \varepsilon_{t+i+1} \quad (11)$$

Le cours Z^* est déterminé par les dividendes que l'investisseur recevra réellement. Cette valeur *ex post* est définie non pas par rapport à l'anticipation des dividendes mais par rapport aux dividendes effectivement perçus. Nous remarquons que le terme d'erreur n'est pas corrélé avec le cours, ce qui permet d'écrire les variances suivant la relation [cf. Shiller (1981)] :

$$\sigma^2(Z^*) = \sigma^2(Z) + \sigma^2(\eta) \quad (12)$$

Où η est le terme d'erreur.

On en déduit :

$$\sigma^2(Z^*) - \sigma^2(Z) \geq 0 \quad (13)$$

En terme d'écart type :

$$\sigma(Z) \leq \sigma(Z^*) \quad (14)$$

Cette inégalité constitue le cœur des tests de bornes de variances, la volatilité du prix observé doit être moindre que la volatilité du prix rationnel *ex post*. D'après les résultats obtenus dans le tableau 7 sur les séries *SP500* (1971-1979) et *Dow Jones Industrial* (1928-1979), il apparaît que l'inégalité sur les variances et très fortement violée aussi bien le *SP500* que le *Dow Jones*. Ainsi, la volatilité des prix des actions paraît beaucoup élevée pour être attribuée à une quelconque information nouvelle sur les dividendes futurs. Leroy (1982) a montré que les prix ne sont pas nécessairement égaux aux prix rationnels *ex post* si les agents sont adverses au risque. La volatilité excessive apparente peut simplement être le reflet de cette aversion au risque.

Des résultats récents permettent d'ailleurs de montrer que l'inégalité est probablement respectée. Ackert et Smith (1993) ont souligné, en effet, que tous les tests utilisent le flux de dividendes sans tenir compte des rachats d'actions et des primes encaissées par les actionnaires lors d'offres publiques d'achat. Il faut dire tout de même que lorsque le flux de dividendes est correctement identifié, l'hypothèse de volatilité excessive est rejetée sur les données américaines.

En conclusion, la théorie de marche aléatoire et des marchés efficients apporte un défi important à la fois aux tenants de l'analyse graphique et à ceux de l'analyse fondamentale. De même, si le marché est efficient, le cours d'une valeur présente à tout moment une bonne estimation de la valeur réelle de l'entreprise. L'analyse fondamentale ne sera pas utile si elle utilise des informations qui n'ont pas déjà contribué à la formation du cours. Les études empiriques faites aux Etats Unis indiquent qu'il est très difficile toutefois de trouver de telles informations. Nous avons vu que l'effet week-end et l'effet changement de mois ont été confirmés pour plusieurs marchés boursiers, il est clair que le marché n'est pas efficient à tout moment, ni pour l'intégrité des opérateurs.

Pays	Moyenne du coefficient d'autocorrélation	Nombre de coefficients $\geq 2\sigma$	Nombre de coefficients positifs	Moyenne du coefficient d'autocorrélation	Nombre de coefficients $\geq 2\sigma$	Nombre de coefficients positifs
	Variations de cours journaliers			Variations de cours hebdomadaires		
France	-0.019	41/65	33/65	-0.049	17/65	21/65
Italie	-0.023	9/30	14/30	0.001	5/30	14/30
R. U	0.072	21/40	34/40	0.055	7/40	8/40
Allemagne	0.078	23/35	28/35	0.056	8/35	27/35
Pays-Bas	0.031	9/24	17/24	0.002	3/24	14/24
Belgique	-0.018	5/17	7/27	-0.088	5/17	1/17
Suisse	0.012	4/17	11/17	-0.022	1/17	6/17
Suède	0.056	1/6	3/16	0.024	1/6	4/6
Etats-Unis	0.026	11/30	22/30	-0.038	5/30	9/30
	Variations de cours bihebdomadaires			Variations de cours mensuels		
France	0.050	6/65	21/65	0.012	1/65	38/65
Italie	0.050	3/30	21/30	-0.027	1/30	7/30
R. U	0.005	3/40	20/40	0.020	1/40	19/40
Allemagne	0.038	4/35	17/35	0.058	2/35	23/35
Pays-Bas	0.052	3/24	16/24	-0.011	2/24	9/24
Belgique	0.019	1/17	10/17	-0.022	1/17	5/17
Suisse	0.063	1/17	3/17	-0.017	1/17	7/17
Suède	0.070	0/6	6/6	0.140	1/6	6/6
Etats-Unis	0.053	2/30	6/30	0.009	2/30	17/30

TAB 1 : Coefficient d'autocorrélation pour neuf pays

Valeur de x (filtre) en pourcentage	Rendement en pourcentage	Nombre de transactions	Rendement après déduction des commissions en pourcentage
0.5	11.5	12514	-103.6
1.0	5.5	8660	-74.9
2.0	0.2	4784	-45.2
3.0	-1.7	2994	-30.5
4.0	0.1	2013	-19.5
5.0	-1.9	1484	-16.6
6.0	1.3	1071	-9.4
7.0	0.8	828	-7.4
8.0	1.7	653	-5.0
9.0	1.9	539	-3.6
10.0	3.0	435	-1.4
12.0	5.3	289	2.3
14.0	3.9	224	1.4
16.0	4.2	172	2.3
18.0	3.6	139	2.0
20.0	4.3	110	2.0

TAB 2 : Rendement de la stratégie des filtres

Filtre $x\%$	Moyenne mobile (jours)	Opérations à terme		Opérations au comptant	
		Valeur finale avant commissions	Valeur finale avant commissions	Valeur finale avant commissions	Valeur finale avant commissions
0	200	1347	896	632	26
0	150	1411	926	666	8
0	100	1103	529	374	349
2	200	1740	1497	1053	693
2	150	1817	1544	1103	687
2	100	1529	1213	752	277
5	200	1728	1572	1065	829
5	150	1846	1672	1210	949
5	100	1642	1435	952	639
10	200	1943	1842	1343	1195
10	150	1893	1764	1272	1109
10	100	1906	1787	1283	1093
15	200	1930	1860	1337	1245
15	150	1762	1690	1257	1153
15	100	1705	1622	1142	1037

TAB 3 : Rendement de la stratégie de la moyenne mobile

	Faible capitalisation boursière	Forte (SP500)	Faible-Forte
Moyenne (%an)	17.05%	11.26%	5.79%
Ecart type (%an)	32.35%	20.62%	18.34%
Nombre de mois positifs	406	408	360
Pourcentage des mois positifs	58.3%	58.6%	51.7%

TAB 4 : Performance comparée des portefeuilles à faible et forte capitalisation boursière 1926-1983

Lundi	3700	38.5%
Mardi	1573	16.4%
Mercredi	1299	13.5%
Jeudi	1357	14.1%
Vendredi	1686	17.5%
Total	9615	100.0%

TAB 5 : jour de semaine et détachement de dividendes (1977-1989)

Indice		Lundi	Mardi	Mercredi	Jeudi	Vendredi	Test-F
SBF	Rendement	-0.091	0.109	0.128	0.137	0.067	5.45
	Test-t	-2.35	2.91	3.39	3.35	1.59	(4.3172)
SBF cor	Rendement	-0.069	0.118	0.140	0.148	0.081	4.92
	Test-t	-1.79	3.15	3.68	3.63	1.91	(4.3170)
AFFI	Rendement	-0.073	0.128	0.114	0.121	0.087	4.52
	Test-t	-1.83	2.85	3.27	3.14	2.43	(4.3229)
AFFI cor	Rendement	-0.050	0.139	0.126	0.133	0.100	4.00
	Test-t	-1.25	3.10	3.62	3.42	2.79	(4.3229)
AFFI ep	Rendement	0.083	0.117	0.122	0.117	0.013	5.97
	Test-t	4.94	6.38	6.60	5.22	0.70	(4.3240)

TAB 6 : Rendement et jour de la semaine (1977-1989)

	SP500	Dow Jones
$\sigma(Z)$	50.12	355.9
$\sigma(Z^*)$	8.968	26.80

TAB 7 : Test des bornes de variances, d'après Shiller (1981)

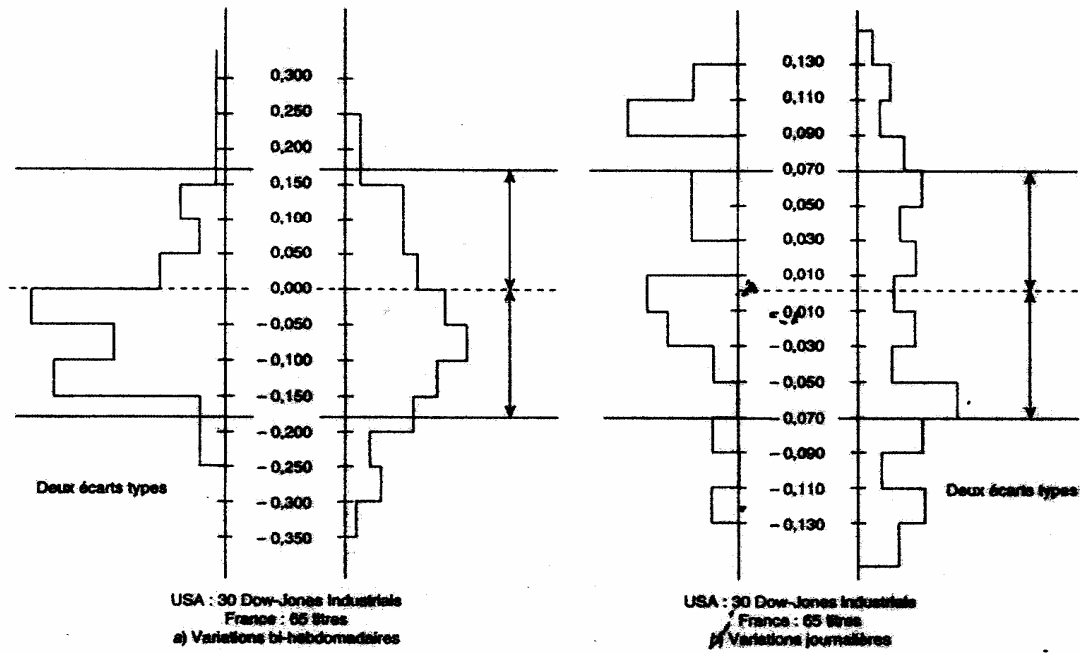


FIG.1 : Distribution des coefficients d'autocorrélation

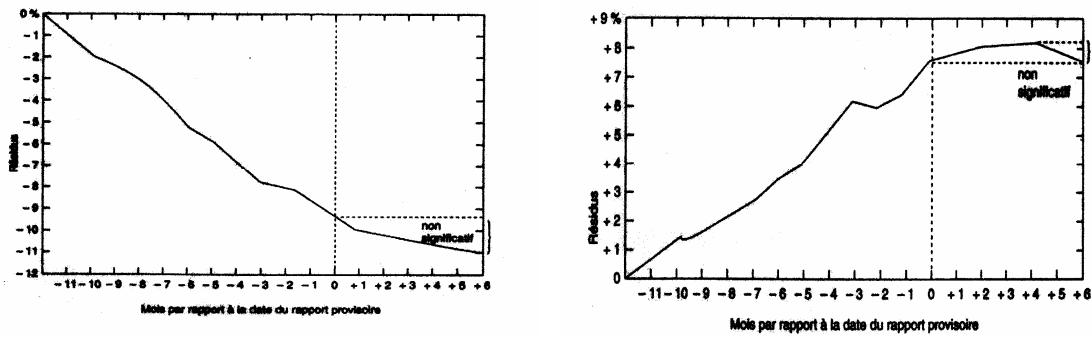


FIG.2 : Résidus moyens cumulés entourant la publication des bénéfices des firmes obtenant des bénéfices inférieurs (resp. supérieurs) à ceux prévus

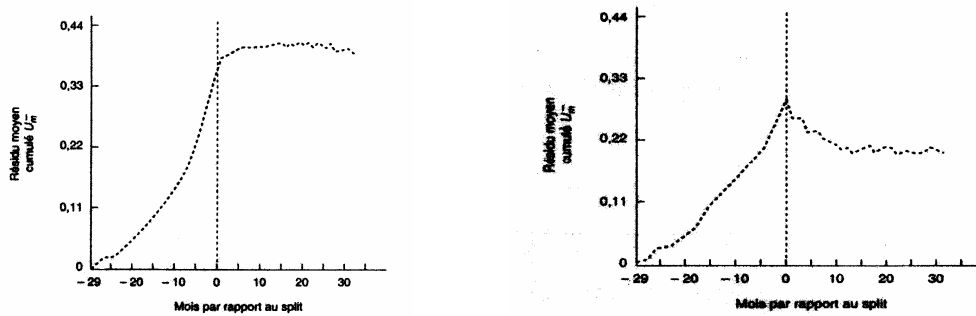


FIG.3 : Stock Split et rendement résiduel en cas d'accroissement (resp. en cas de diminution) des dividendes.

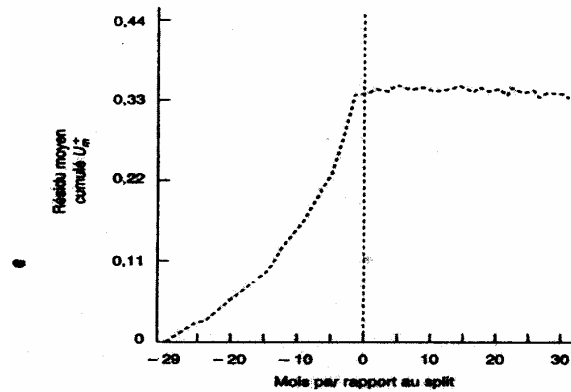


FIG.4 : Stok Split et rendement résiduel

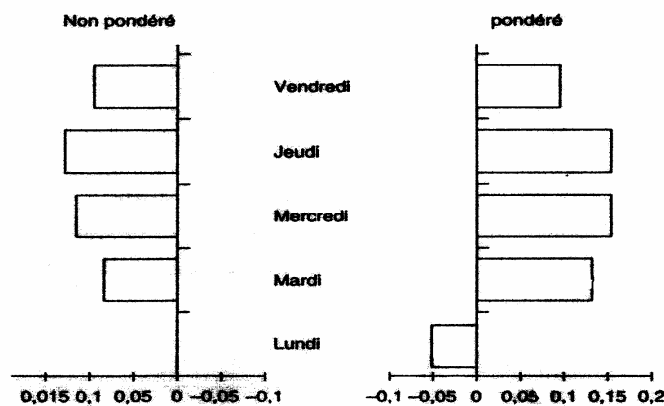


FIG.5 : Effet lundi à la bourse de Paris : rendement journaliers moyens, 1977-1989.

Références

- Alexander, J. (1961)**, *Price movements in speculative markets; trends or random walk*. Industrial Management Review.
- Artus, P. (1995)**, *Anomalies sur les marchés financiers*. Economica.
- Ball, R and Brown, P. (1968)**, *An empirical evaluation of accounting income numbers*. Journal of Accounting Research.
- Chikhi, M. (2001)**, *Le marché boursier en France est-il efficient? Application à la prévision non paramétrique de l'indice CAC40*. Working Paper n° 2001-38 LAMETA.
- Cobbaut, R. (1997)**, *Théorie financière*, Economica.
- De Bondt, W.F.M and Thaler, R.H. (1989)**, *Anomalies. A mean Reverting Walk Down Wall Street*, Journal of Economic Perspectives, **3(1)**, 189-202.
- Fama, E, fisher, L, Jensen, M and roll, R. (1969)**, *The adjustment of stock prices to new information*. International Economic Review.
- Fama, E.F. (1991)**, *Efficient capital markets*. Journal of Finance, **XLVI, n°5**, 1575-1617.
- Fama, M and Blume, M. (1966)**, *Filter rules and stock market trading*. Journal of Business, **39**.
- Flavin, M.A. (1983)**, *Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment of the empirical evidence*. Journal of Political Economy, **91**, 929-956.
- Fontaine, P. (1990)**, *Peut-on prédire l'évolution des marchés d'actions à partir des cours et des dividendes passés?* Journal de la Société Statistique de Paris, Tome 131, **n°1**, 16-36.
- French, KR and Roll, R. (1986)**, *Stock Return Variances: The arrival of information and the reaction of traders*. Journal of Financial Economics, **17**, 5-26.

- Frydman, R. (1982)**, *Toward an understanding of market processes*. American Economic Review.
- Gilles, P. (1992)**, *Incertitude, risque et asymétrie d'information sur les marchés financiers*, Revue Française d'Economie, **7(2)**, 53-115.
- Gillet, P. (1999)**, *L'efficacité des marchés financiers*, Economica.
- Grar, A. (1994)**, *Incidence des divisions d'actions et des attributions gratuites sur la valeur : une étude empirique sur le marché français entre 1977 et 1990*. Thèse de doctorat ès Sciences de gestion, Université Paris Dauphine.
- Grossman, S.J and Stiglitz, J.E. (1980)**, *On the impossibility of informationally efficient markets*. American Economic Review, **70(1)**, 393-408.
- Grossman, S.J. (1976)**, *On the efficiency of competitive stock markets where trades have diverse information*. The Journal of Finance, **XXXI**, n°2, 573-585.
- Guesnerie, R. (1989)**, *A propos de la rationalité des anticipations rationnelles*. In Artus et Bourguinat eds.
- Hamon, J et Jacquillat, B. (1992)**, *Le marché français des actions, études empiriques 1977-1991*. Paris, PUF.
- Hamon, J. (1992)**, *Choc, rebond, coût de portage ou la danse de la fourchette*. Banques et Marchés (novembre-décembre), 103-109.
- Jacquillat, B et Solnik, B. (1997)**, *Marchés financiers : gestion de portefeuille et des risques*. Dunod, Paris.
- Jensen, M.C. (1978)**, *Some anomalies evidence regarding market efficiency*. Journal of Financial Economics, **6**, 95-101.
- Keim, D. (1983)**, *Size related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence*. Journal of Financial Economics, **2**.
- Leroy, S.E. (1989)**, *Efficient capital markets and martingales*. Journal of Economic Literature, **XXVII**, 1583-1621.
- Lo, A.W and McKinlay, C. (1988)**, *Stock market prices do not follow random walks: evidence from a single specification test*. Review of Financial Studies, **1**, 41-66.
- Mignon, V. (1998)**, *Marchés financiers et modélisation des rentabilités boursières*, Economica, Paris.
- Phelps, E.S. (1987)**, *Marchés spéculatifs et anticipations rationnelles*. Revue Française d'Economie., 10-26.
- Roger, P. (1988)**, *Théorie des marchés efficients et asymétrie d'information : une revue de la littérature*, Finance, **9**.
- Ross, S.A. (1977)**, *Return, risk and arbitrage, in friends and Bicksler (éd.)*. Risk and Return in finance Cambridge, Lippincott, 189-218.