



EFFICIENCE DES MARCHÉS : UN SIÈCLE APRÈS BACHELIER

ALEXANDER S. SANGARE *

La théorie de l'efficacité des marchés financiers a été pour la première fois introduite par le mathématicien français Louis Bachelier dans sa thèse publiée en 1900 à Paris. L'observation de Bachelier était basée sur des mouvements « bizarres » à la hausse suivis des variations similaires à la baisse qu'il dénomma *martingales*. Ce concept donnera plus tard la notion de marche aléatoire (*random walk*) des cours boursiers dans la théorie moderne de la finance.

Cependant, après l'éclipse de la grande dépression¹, il a fallu attendre les années 1950 avec les travaux économétriques de Kendall (1953) pour voir l'éveil des chercheurs pour la théorie de l'efficacité des marchés financiers². Cet intérêt fut définitivement ravivé par la thèse d'Eugène Fama dont un large extrait fut publié en 1965 dans le *Journal of Business*, et surtout de la revue désormais classique de ce dernier en 1970 dans le *Journal of Finance* qui ouvrira un vaste champ d'investigation empirique à cette théorie³. Nombreuses ont été par la suite des tentatives de revue de cette prolifique littérature sans pour autant remettre en cause fondamentalement les caractérisations définies par Fama (1970)⁴.

Pour autant, l'évolution de la littérature de l'efficacité des marchés s'accommode difficilement avec cette classification traditionnelle. L'objectif de cet article est de générer une typologie générale qui ressort de la synthèse d'un siècle de travaux sur l'efficacité des marchés. Cette typologie inclut, bien entendu, la stratification traditionnelle. Comme discutée ci-dessous, la classification que nous proposons présente ainsi la théorie de l'efficacité des marchés sous trois para-

* Chercheur, Paris - Jourdan sciences économiques, Bodø, Graduate School of Business (Norvège), et Université de Turin (Italie).



digmes : l'efficacité informationnelle, l'efficacité fondamentale et l'efficacité allocationnelle.

Ces paradigmes ne sont certes pas indépendants, mais ils se basent sur des approches différentes pour répondre à la même question : l'hypothèse d'efficacité des marchés. Les défis récents essuyés par cette hypothèse semblent plutôt liés à l'utilisation de l'approche d'un paradigme pour contredire les résultats d'un autre paradigme. Par exemple, l'efficacité informationnelle est actuellement mise à l'épreuve par les résultats venant de l'efficacité fondamentale. Sans dénier l'intérêt d'une telle démonstration transversale, il serait aussi utile d'utiliser la méthodologie au sein d'un même paradigme pour discuter les résultats contradictoires. Comme nous le verrons par la suite, de telles tentatives ont eu lieu déjà au sein de l'efficacité allocationnelle et elles ont été longtemps un phénomène accélérateur de la recherche sur l'efficacité informationnelle. Nous concluons sur cette perspective avec des interrogations sur les approches analytiques de l'efficacité des marchés.

EFFICACITÉ INFORMATIONNELLE

L'efficacité informationnelle a pour ancêtre le concept de *marche aléatoire* qui est apparu en 1905 après la publication de la thèse de Bachelier (1900). Cette notion due à deux naturalistes britanniques est née de la problématique de retrouver une personne ivre abandonnée au niveau d'un champ en supposant que l'investigateur en charge de l'affaire avait uniquement connaissance de l'état de la personne et de sa dernière position. Pearson et Raleygh (1905) sont arrivés à la conclusion que le meilleur moyen de retrouver cette personne est de partir de sa dernière position qui serait une estimation non biaisée de sa position future dans la mesure où son état d'ébriété rend ses déplacements parfaitement aléatoires. Le choix de la dernière position comme une estimation non biaisée de la position future de l'individu recherché répond à la logique mathématique d'une marche aléatoire, et donc d'une martingale.

L'hypothèse martingale des cours boursiers émise par Bachelier (1900) est aussi un concept voisin de la théorie des mouvements browniens qui servira de base pour les travaux d'Albert Einstein (1905). Mais les premières applications de cette hypothèse en finance furent celles des tenants de la loi normale⁵, selon lesquels les prix des actions suivent des marches aléatoires arithmétiques dont les innovations sont distribuées selon une Loi de Laplace-Gauss d'espérance nulle et de variance finie.

$$P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Toute marche au hasard impliquant une martingale, la meilleure prévision que l'on peut faire des cours boursiers conditionnelle à toute l'information disponible est le niveau des cours antérieurs.

$$E(P_t | \phi_{t-1}) = P_{t-1} \quad (2)$$

Cette martingale des prix peut à son tour s'écrire de manière parfaitement équivalente sous la forme d'un jeu équitable (*fair game*) par la normalité de la distribution des innovations.

$$E(\varepsilon_t | \phi_{t-1}) = 0 \quad (3)$$

Cette théorie fut ensuite étendue par Mandelbrot (1963) sous l'hypothèse de marche aléatoire géométrique des cours boursiers. Cette hypothèse suppose que les prix en différence première possédaient des densités de probabilité leptokurdiq. Cette leptokurdiq serait due au fait que les innovations dans le processus des prix provenaient des lois Pareto (1909) - stables en espérance et de variance infinie. Lorsque la période d'échantillonnage est relativement brève, ces distributions peuvent être confondues à des Lois de Laplace-Gauss, tandis qu'elles se présentent leptokurdiq stables en variance pour de longue période d'échantillonnage.

Samuelson (1965, 1973) présenta ces différentes hypothèses de marché efficient dans un modèle d'équilibre de concurrence pure et parfaite, de neutralité par rapport aux risques et de rationalité des anticipations. Ce modèle est connu sous le nom de modèle des rendements espérés constants parce qu'il suppose la stabilité et l'unicité des rendements d'une période à l'autre. Il suppose ainsi que l'espérance des rendements d'un titre conditionnelle à l'information disponible est égale à une constante ρ :

$$E(R_t | \Phi_{t-1}) = \rho \quad (4)$$

Où $E(R_t | \Phi_{t-1})$ est l'espérance de rendement du titre à la période t conditionnelle à l'information disponible à $t-1$.

Les premiers travaux économétriques qui ont supporté cette hypothèse sont dus à Fama (1965) et Fama, Fisher, Jensen et Roll (1969). Cependant, il a fallu attendre la revue désormais classique de Fama (1970) pour poser les fondements théoriques des tests empiriques de l'hypothèse des marchés informationnellement efficients. Selon Fama (1970), un marché est dit informationnellement efficient si les prix des actifs intègrent toutes les informations pertinentes et disponibles à la date t dans l'économie. Cette propriété résulte de la rationalité des anticipations faites par les intervenants sur les marchés boursiers. La rationalité des anticipations⁶ est la pierre angulaire de la théorie des marchés informationnellement efficients.

Cependant dans l'impossibilité de tester empiriquement cette affirmation générale, Fama (1970) distinguera trois formes d'efficience : efficience de forme faible, efficience de forme semi-forte et efficience de forme forte. Ces différentes formes d'efficience se prêtent respectivement à des vérifications empiriques spécifiques : tests de prévisibilité des cours, études d'événement et tests d'information privilégiée⁷.

Efficience de forme faible

Un marché est dit efficient de forme faible si les prix des actifs financiers reflètent toutes les informations historiques. S'il existait un schéma d'évolution des cours passés, les agents pourraient s'en servir pour prédire les cours. Cependant, comme les stratégies des agents éliminent les schémas d'évolution des cours, il devient impossible de prédire les cours futurs à partir des cours passés.

Pour tester la forme faible de l'efficience des marchés financiers, il suffit de démontrer qu'un investisseur ne peut anticiper avec profit les cours boursiers futurs en utilisant la séquence des prix passés. Cette situation existe si le niveau d'autocorrélation dans la dite séquence est négligeable. L'hypothèse dite de marche aléatoire est compatible avec une telle situation.

Comme discutée plus haut, l'hypothèse de marché aléatoire peut être représentée de la manière suivante :

$$R_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Où R_{it} représente le taux de rentabilité escomptée du titre i pendant la période t , μ_i est un terme constant et ε_{it} une variable aléatoire de moyenne nulle et de variance finie et dont le coefficient d'autocorrélation est nul pour tout retard k supérieur ou égal à 1.

De ce fait :

$$E(R_{it} | \mu_i) = \mu \quad (6)$$

Ce qui veut dire que la meilleure prévision du taux de rentabilité du titre i pour une période future est son taux de rentabilité passé moyen sur une période de même durée.

Afin de tester l'hypothèse de marche aléatoire des cours boursiers, trois types de tests ont été effectués. Les premiers types testent directement l'indépendance des variations successives des cours boursiers. Les seconds vérifient dans quelle mesure les méthodes d'analyse technique (ou *chartisme*) fondées sur l'évolution des cours passés permettent aux investisseurs d'obtenir des résultats supérieurs à ceux qui résulteraient d'une stratégie naïve d'investissement. Enfin, le troisième type de tests, relativement récents, vérifie l'hypothèse d'un cheminement chaotique des séries boursières.

L'hypothèse d'indépendance des variations des prix des actifs financiers a été, pour la première fois, testée par Kendall (1953) sur l'indice des actions cotées à Londres entre 1928 et 1938. Ce résultat a été confirmé par d'innombrables études sur le marché américain, notamment les tests d'autocorrélation statistique de Cootner (1964), et Fama (1965). Les résultats de ces différentes études ont montré qu'invariablement les coefficients d'autocorrélation entre les changements des cours successifs sont très faibles.

Un coefficient d'autocorrélation d'une chronique 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 .

Les tests de Fama (1965) montrèrent que s'il existe une autocorrélation positive des rendements, celle-ci était cependant très faible. En effet, même si les coefficients d'autocorrélation sont parfois différents de zéro, ils ne sont pas suffisamment stables dans le temps pour qu'un investisseur puisse obtenir des gains anormaux. Parallèlement, les études menées par Granger et Morgenstern (1963) et Godfrey, Granger et Morgenstern (1964) ont confirmé l'hypothèse d'indépendance des chroniques boursières.

Par ailleurs, la méthodologie de Fama (1965) a été reprise par Solnik (1973) sur les marchés européens. Le coefficient d'autocorrélation a été calculé pour chaque titre en considérant les variations journalières, hebdomadaires, bihebdomadaires et mensuelles des cours ainsi que pour chaque marché. En raison de l'étroitesse des marchés européens et de leurs carences à diffuser l'information, des différences apparaissent entre le marché américain et ceux situés en Europe. Les déviations par rapport à la théorie de l'efficience sont un peu plus marquées pour les titres européens que pour les valeurs cotées aux États-Unis. Toutefois, même en Europe, les coefficients d'autocorrélation quotidienne sont négligeables pour qu'un investisseur puisse en tirer un profit eu égard aux coûts de transaction prohibitifs que supporterait une telle stratégie de placement. Ces mêmes conclusions sont partagées par d'autres études comme le résume Hawawini (1985) pour les marchés européens.

Cependant, les résultats des études ultérieures ont été moins catégoriques. Du fait de la réduction de la variation due aux gains de la diversification, les portefeuilles ont des coefficients de corrélation plus forts que les titres individuels. Le signe de la corrélation est inversé : il est positif pour les portefeuilles, mais négatifs pour les titres individuels. Les portefeuilles de petites entreprises ont des rendements les plus prévisibles sans que l'on sache si ce phénomène ne découle pas



entièrement du manque d'activité du marché de ces titres. C'est le phénomène connu des données asynchroniques : les titres peu liquides ne sont pas échangés en permanence, les rentabilités calculées pour plusieurs titres ne correspondent donc pas exactement au même intervalle de temps. Les variabilités sont ainsi mesurées avec une erreur. Scholes et Williams (1977) ont montré que ce simple mécanisme est à l'origine des coefficients de corrélation sérielle négatifs.

Pour sa part, Jegadeesh (1990) affirme que les coefficients de corrélation sérielle des rendements mensuels sont significativement négatifs pour deux mois successifs et particulièrement forts pour les rendements à un an d'intervalle.

Fama et French (1988) ont détecté une forme en U des coefficients d'autocorrélation en fonction de l'horizon des rendements : ils sont d'abord positifs, puis deviennent négatifs pour des rendements de 2 ans, atteignant leur valeur minimum pour les rendements de 3 ans et remontent vers 0 au-delà. Néanmoins leur étude souffre de deux faiblesses :

- leur conclusion est sensible à la taille de l'échantillon, s'ils retirent la période de 1929-1940 (période de la grande crise), les coefficients ne sont plus significativement différents de zéro ;
- avec des rendements annuels ou pluriannuels, les séries deviennent courtes, les tests sont donc peu puissants, il est alors difficile de conclure sur la significativité des variables, surtout pour les sous-échantillons.

Hamon et Jacquillat (1992) ont, pour leur part, détecté un schéma en U des coefficients d'autocorrélation sur le marché français. Les coefficients ont été calculés à partir des rendements mensuels d'indices pondérés et équipondérés représentant le marché des actions. Ils sont positifs pour les 3 premiers retards, atteignant un minimum de - 0,9 pour un décalage de 36 mois, puis croissants jusqu'à 0 pour un écart de 60 mois. Ces résultats sont compatibles avec l'hypothèse de variabilité de l'espérance de rentabilité.

Les seconds types de tests de l'efficience de forme faible essaient de vérifier si les professionnels qui utilisent les stratégies de filtres basées sur l'analyse technique réussissent à réaliser des rendements anormaux. L'analyse technique (ou le chartisme) peut être définie comme l'ensemble des méthodes qui proposent des stratégies profitables à partir d'un traitement de l'information contenue dans les cours passés. Ces techniques sont très utilisées par les professionnels sur les marchés financiers.

La première étude significative dans cette direction a été réalisée sur le marché américain par Alexander (1961). Il a notamment testé la méthode dite de filtre qui s'inspire de la célèbre théorie de Dow. La stratégie de filtre est fondée sur l'hypothèse qu'en l'absence de nouvelles



informations, le prix fluctue autour du prix d'équilibre. Dès que le cours s'écarte significativement du prix d'équilibre, c'est que le marché a reçu une nouvelle information pertinente, il faut donc acheter quand le cours monte suffisamment et vendre quand il descend.

Dans l'étude subséquente de Fama et Blume (1966), de nombreux filtres furent utilisés sur différents titres américains. Les résultats de l'application journalière de la stratégie aux 30 valeurs composant l'indice Dow Jones sur une période approximative de 5 ans finissant en 1962 ont été trouvés peu concluants par les deux auteurs pour les stratèges du filtre. Pendant la même période, une stratégie naïve de détention ininterrompue des mêmes titres aurait rapporté 9,9 %. Seule l'adoption d'un très petit filtre s'avère plus profitable que la stratégie naïve. Cependant, si l'on tient compte des frais de transaction, dans tous les cas, la rentabilité de la méthode des filtres est inférieure à la rentabilité de la stratégie naïve de détention des titres. La même stratégie de filtre appliquée aux valeurs de l'indice Standard and Poor's sur la période 1928-1961 a donné aussi des piètres résultats. La seule consolation du stratège aurait été la gratitude de son agent de change.

Galesne (1975) pour sa part a testé la méthode des filtres sur les cours journaliers des 100 valeurs françaises cotées sur le marché au comptant de 1957 à 1971. Il en conclut qu'il n'existe pas de stratégie de filtre qui produise une rentabilité systématiquement supérieure à la stratégie naïve et que, par ailleurs, cette stratégie est très risquée. Hamon (1975) a utilisé les mêmes bases de données pour tester les méthodes « points et croix ». Il arrive à la même conclusion que ces méthodes d'analyse technique ne permettent de battre la stratégie naïve d'investissement. Par ailleurs, les frais de transaction et le temps perdu rendent de telles stratégies plutôt coûteuses.

Brock, Lakonishok et LeBaron (1992) ont, pour leur part, testé ces stratégies sur des valeurs journalières de *Dow Jones Industrial* de 1897 à 1986 à l'aide de la méthodologie dite de Bootstrapping. La méthodologie classique que les rendements succédant à un achat (ou une vente) sont significativement plus forts (ou plus faibles) que les rendements de référence. Les tests de Bootstrapping mettent en évidence que les performances obtenues ne peuvent être justifiées que si les cours suivent un processus d'évolution complexe. En conséquence, les tests de dépendance linéaire pourraient s'avérer insuffisants pour détecter l'efficacité du marché.

La troisième et plus récente direction de test de l'efficacité de forme faible consiste en l'investigation d'une possible trajectoire chaotique de la chronique des cours boursiers. La grande majorité des travaux en finance suppose que les cours et les rendements sont aléatoires. La théorie du chaos se propose de tester l'hypothèse inverse d'existence



d'un processus déterministe d'évolution des cours. Les séries financières pourraient paraître aléatoires, mais être, en fait, entièrement explicables par une fonction non linéaire. Les agents croient que l'évolution est stochastique parce qu'ils n'ont pas découvert la causalité sous-jacente du fait de sa grande complexité.

En outre, certaines dynamiques complexes sont imprévisibles, même si la fonction d'évolution des variables est connue. Il est difficile de déduire la trajectoire future à partir des évolutions passées et présentes, car deux trajectoires initialement très proches peuvent s'écarter fortement l'une de l'autre. C'est le phénomène de sensibilité aux conditions initiales. Il faudrait alors pouvoir mesurer les valeurs initiales des variables avec une précision parfaite pour pouvoir faire de bonnes prévisions. Les séries chaotiques ont donc deux propriétés habituellement associées au hasard : l'absence de schéma apparent d'évolution et la difficulté de prévoir le futur.

Deux approches complémentaires sont en général utilisées pour détecter le chaos dans une série. L'une est plus centrée sur la détection de l'existence d'un schéma d'évolution, l'autre sur la prévisibilité de la trajectoire.

Les tests du chaos sur les séries boursières américaines⁸ ne sont pas très favorables à l'hypothèse de chaos, mais ils posent des problèmes méthodologiques importants. En général, les études se limitent aux tests dérivés de la première méthodologie. Ces tests sont asymptotiques, il faut des séries très longues pour qu'ils soient fiables. En science physique, les séries utilisées comportent plusieurs centaines de milliers de points, en finance, ils ne sont que quelques milliers. Les simulations révèlent que le test de Grassberger et Procaccia (1983) ne permet pas de faire la différence entre les séries chaotiques et des séries qui suivent un processus stochastique non linéaire. Cette faiblesse est également vraie, mais dans une moindre mesure, pour la statistique BDS mise au point par Brock, Dechert et Scheinkman (1987) pour l'investigation du chaos.

Une étude menée en France par Girerd-Potin et Taramasco (1994) sur les rentabilités hebdomadaires de l'indice SBF sur la période 1969-1991 a donné des résultats nuancés. Le test de Grassberger et Procaccia (1983) utilisé par les auteurs est plutôt favorable au chaos, alors que l'étude fait apparaître un exposant de Lyapunov non significativement différent de 0.

Efficiencia de forma semi-forte

Un marché est efficient de forma semi-forte si les cours incorporent toutes les informations publiques : les analyses publiées dans les journaux, la communication financière des entreprises, les données

macroéconomiques... Les informations relatives aux cours passés font, bien entendu, partie des informations publiques.

S'il n'est pas possible de prévoir le cours d'un titre par ses cours passés, peut être est-il possible de le faire, *via* l'information publique le concernant. Les études d'événement concernent ainsi la vérification empirique de la deuxième forme de l'efficience. Il s'agit de déterminer l'effet d'un événement spécifique (annonce de bénéfice, de distribution d'actions gratuites, d'augmentation de capital, d'offre publique d'achat...) sur le cours par l'étude du comportement du titre autour de la date d'annonce de l'événement. Le comportement d'un titre est influencé par l'événement si les rendements s'écartent des rendements attendus en l'absence de cet événement.

La rentabilité résiduelle (ou rendement anormal) d'un titre se mesure en évacuant de sa rentabilité celle qui est due à son risque et aux fluctuations générales du marché. Formellement, cela peut être exprimé comme suit :

$$\varepsilon_{it} = R_{it} - E(R_{it} | R_{mt}, \beta_{it}) \quad (7)$$

Où ε_{it} est la rentabilité résiduelle estimée du titre i à la période t ;

R_{it} , la rentabilité observée du titre i à la période t ;

$E(R_{it} | R_{mt}, \beta_{it})$, la rentabilité normale selon le modèle de marché en fonction de la rentabilité observée du marché R_{mt} et du risque estimé de la valeur β_{it} .

En calculant la moyenne des ε_{it} autour de la date d'annonce de l'information, on peut se rendre compte si la rentabilité anormale persiste ou non au-delà de cette date. Cette moyenne ne devrait pas différer statistiquement de 0, une fois l'événement passé, si le marché est efficient.

Afin de réduire les erreurs d'échantillonnage, l'effet de l'annonce est étudié sur plusieurs titres. Si N titres sont, par exemple, concernés, la moyenne des résidus pour une date donnée sera :

$$MR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Cette moyenne des résidus est ensuite cumulée période par période :

$$CMR_t = \sum_{\tau=1}^T MR_{\tau} \quad (9)$$

Si l'événement n'a aucun effet sur les cours, la moyenne des résidus oscille autour de 0, le cumul est donc voisin de 0. En revanche, si l'événement a un effet anormalement positif, la moyenne des résidus

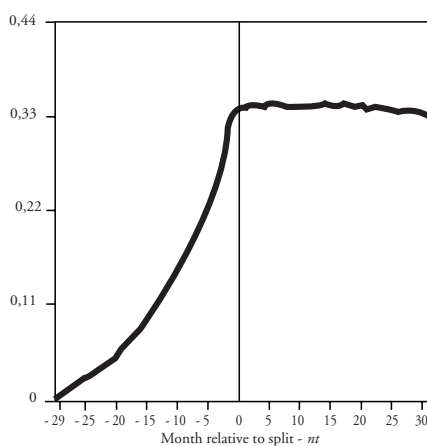
sera positive et son cumul s'écartera de plus en plus de 0. Le marché inefficent s'ajuste à l'information bien après la date d'annonce alors que le marché efficient incorpore déjà l'information à la date d'annonce de l'événement.

Les tests dans leur grande majorité effectués sur des marchés financiers développés ne permettent pas de remettre en cause l'hypothèse d'efficience semi-forte. L'étude sur les effets d'annonce des résultats annuels de Ball et Brown (1968) et celle due à Fama, Fisher, Jensen et Roll (1969) sur l'effet de la distribution d'actions gratuites ont été les travaux précurseurs pour vérifier empiriquement l'hypothèse d'efficience des marchés de forme semi-forte. Dans la première étude, qui a porté sur 261 sociétés américaines pour une période de 20 ans, l'effet de l'annonce sur les fluctuations des cours (en pourcentage) a été étudié en ajustant par les mouvements généraux du marché. Les rentabilités résiduelles moyennes, ou résidus, ont été étudiées dans les 12 mois qui précèdent et les 6 mois qui suivent chaque annonce annuelle.

À la lecture de leurs résultats, il apparaît, qu'en moyenne, le marché anticipe correctement la variation des résultats avant que ces derniers ne soient rendus publics. Les sociétés qui eurent des résultats décevants ont vu leurs cours baisser anormalement dans les mois qui précèdent l'annonce publique. Inversement pour les sociétés qui publièrent des bons résultats, l'ajustement du cours est pratiquement inexistant après l'annonce publique des résultats. La moyenne des résidus devient à peu près nulle pour chacun des sous-échantillons.

10

Graphique n° 1
Réaction des cours boursiers aux scissions d'actions



Source : Fama, Fisher, Jensen et Roll (1969).



L'étude de Fama, Fisher, Jensen et Roll (1969), quant à elle, a porté sur 940 distributions d'actions gratuites (*stock splits*) concernant 622 actions cotées au *New York Stock Exchange* (NYSE) entre 1927 et 1959. Les résultats d'ensemble ont été conformes à l'efficience des marchés financiers, puisqu'en moyenne, ces derniers forment des anticipations rationnelles, quant aux prévisions des événements sous-jacents. Le graphique n° 1 illustre cette anticipation des événements par les cours boursiers. Des résultats similaires ont été obtenus pour le marché français par Grar (1994) sur la période 1977-1990.

Efficience de forme forte

Un marché sera efficient de forme forte si toutes les informations, qu'elles soient publiques ou privées, sont instantanément intégrées dans les prix des titres. Deux catégories d'agents, en raison de leurs relations avec les décisions affectant l'entreprise, sont susceptibles d'avoir des informations privilégiées. Les *inside insiders* impliqués directement dans la vie de l'entreprise : dirigeants d'entreprise, personnel, experts comptables, commissaires aux comptes... Et les *outside insiders* qui incluent toute personne extérieure à l'entreprise, mais qui, en raison de ses relations avec les *inside insiders* aura accès à l'information privilégiée : journalistes, gestionnaires de portefeuille, conjoints des dirigeants ou d'autres *inside insiders*...

Dans un marché efficient de forme forte, les transactions d'initiés seraient vouées à l'échec. La méthodologie de ces tests consiste donc à comparer les performances d'agents structurellement mieux informés avec celles de l'investisseur moyen. Les écarts observés peuvent venir de deux sources : une meilleure information ou un meilleur traitement d'information identique. Les tests d'efficience privilégient la première explication.

Jaffe (1974) fut le premier à avoir étudié l'efficience de forme forte en se servant du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) de Sharpe (1964) - Lintner (1965) - Mossin (1966) - Black (1972) comme modèle de référence. Il trouve que l'utilisation d'informations privées permet d'obtenir des rendements anormaux. Cette conclusion a été plus tard confirmée par Seyhun (1986). Dans sa seconde revue, ces anomalies ont été plus tard nuancées par Fama (1991) en argumentant qu'il est impossible de dissocier la part expliquée par l'inefficience des marchés de celle liée aux hypothèses jointes du modèle d'équilibre⁹.

La deuxième interrogation à laquelle ont tenté de répondre les auteurs dans la seconde génération de tests est de savoir si le marché est efficient vis-à-vis de l'information traitée par les analystes financiers. La réponse à cette question est controversée. Deux méthodologies de tests sont employées : la première étudie si les stratégies fondées sur les



conseils des analystes financiers permettent d'obtenir des rendements anormaux, la seconde est l'application des études d'événement à l'information publique que constitue la diffusion des conseils. Les résultats des deux approches concluent à l'existence d'une certaine inefficience du marché qui ne permet pas, cependant, d'obtenir de très forts rendements anormaux¹⁰.

Le principal défi à l'hypothèse d'efficience informationnelle est venu de la théorie de l'asymétrie d'information¹¹, notamment dans sa formulation par Grossman (1976) en termes de formation endogène des croyances des agents. Grossman et Stiglitz (1980) ont reformulé cette idée en démontrant que si l'information est équitablement répartie entre les agents, cela conduirait à une absence de recherche d'information qui, à son tour, provoquerait un appauvrissement du marché en information. Ce qui aboutit à un paradoxe : l'efficience informationnelle produirait, en fin de compte, une inefficience du marché.

Au vu de ce résultat, la recherche en finance s'est orientée vers l'explication des anomalies en utilisant d'abord l'hypothèse de bruit de Black (1986). Cette dernière hypothèse fut ensuite interprétée en terme d'irrationalité des agents à travers l'utilisation des résultats de l'efficience fondamentale¹². Pour autant, il serait aussi intéressant de discuter l'hypothèse d'efficience des marchés en utilisant le cadre analytique de l'asymétrie d'information. Justement, en utilisant ce cadre, nous sommes arrivés (Sangare, 2003) à la conclusion que l'équilibre informationnel établi par la réglementation, en réponse à la défaillance du marché, est plus instable que celui produit par le marché lui-même. En conséquence, la réglementation des transactions d'initiés donnerait un équilibre précaire ou serait menée avec succès uniquement dans un programme dynamique lorsque les coûts associés à la réglementation sont négligeables. Ce qui est difficilement admissible.

EFFICIENCE FONDAMENTALE

Une technique couramment adoptée par les professionnels consiste à rechercher pour chaque titre la valeur intrinsèque vers laquelle convergerait son cours. Cette valeur fondamentale serait déterminée par les qualités et les caractéristiques physiques et organisationnelles de l'entreprise. Ainsi l'analyste financier à travers l'analyse fondamentale obtiendra de meilleur résultat que le détenteur naïf d'action dans la mesure où il peut identifier plus rapidement les situations d'écarts sensibles entre le cours et la valeur intrinsèque. L'analyste financier peut mieux prévoir les événements importants susceptibles d'affecter l'entreprise et en évaluer les effets sur les valeurs mobilières. De même qu'il pourra étudier le potentiel de la firme, son équipe de direction, les perspectives de ses produits, sa situation financière, sa structure sociale...

Toutefois, la présence d'un grand nombre d'analystes sur les marchés financiers contribuerait à réduire les écarts entre la valeur intrinsèque et le cours des actions et amener ceci à s'ajuster automatiquement à tout changement dans la valeur intrinsèque. Si un analyste estime qu'une action est sous-évaluée, il recommandera de l'acheter aussi longtemps que son cours demeure en deçà de la valeur théorique qu'il a estimée. C'est dire que la présence de nombreux analystes compétents rend le marché plus efficace : ils aideront à établir un marché dans lequel l'analyse de l'entreprise et sa valeur intrinsèque est une procédure finalement inutile pour l'analyste lui-même ou l'investisseur moyen¹³.

Cette efficacité fondamentale des marchés financiers trouve en fait son origine dans la théorie de la valeur de Fischer (1930) selon laquelle la valeur de tout bien ou droit de propriété est sa valeur en tant que source de revenu. Cette valeur est déterminée en actualisant les revenus anticipés. Le fondamentalisme part du principe que les actions, comme tout titre de propriété, possèdent une valeur intrinsèque appelée valeur fondamentale. Cette valeur tient compte du revenu versé aux actionnaires. Ce revenu est essentiellement constitué de dividendes et d'une valeur résiduelle terminale (éventuelle). Ceci peut s'exprimer ainsi :

$$F_{it}(h) = \sum_{k=1}^h \frac{E_t d_{t+k}}{(1+k_i)^k} + \frac{E_t P_{t+h}}{(1+k_i)^h} \quad (10)$$

Où $F_{it}(h)$ est la valeur fondamentale du titre estimée à la période t par un individu i ayant un horizon de placement de h périodes ;

k_i , le taux d'actualisation psychologique de l'individu ;

$E_t d_{t+k}$, l'espérance¹⁴ de dividende versé à la période $t+k$;

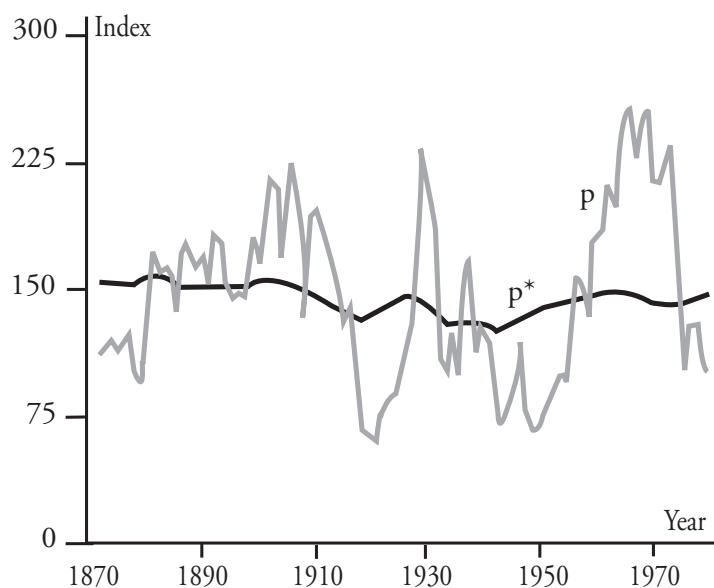
$E_t P_{t+h}$, l'espérance du prix de revente à la période du titre par l'individu.

L'analyse Fisherienne a été par la suite étendue par Dodd et Graham (1934) et Williams (1938) aux marchés financiers en supposant que le prix d'une action fluctue autour de sa valeur intrinsèque. Dans ce contexte, le rôle du gestionnaire consiste à effectuer des arbitrages lorsque le prix du titre s'écarte de sa valeur fondamentale : si le prix du titre est supérieur à sa valeur fondamentale, il vend, si le prix du titre est, par contre, inférieur à sa valeur fondamentale, il achète.

Après la reformulation de Fama (1965) étayée par des résultats empiriques qui se sont, par la suite, assimilés à la vérification de l'efficacité informationnelle, la théorie de l'efficacité fondamentale des marchés financiers fut pour la première fois mise en doute par l'hypothèse de volatilité excessive de Shiller (1981) et LeRoy et Porter (1981)¹⁵. Ces auteurs montrèrent, en effet, que les variations des indices boursiers étaient anormalement trop élevées que ne le justifieraient les

variations dans les paiements des dividendes sous-jacents. Cette affirmation a été illustrée par le graphique n° 2.

Graphique n° 2
Évolution du cours réel (P) de l'indice Standard and Poor's Composite et de sa valeur *ex post* (P^*) entre 1871 et 1979



Source : Shiller (1981)

Soit P_t le prix agrégé des actifs à la période t . En supposant qu'il ait répliation parfaite de la valeur intrinsèque par les cours des actions, P_t serait le ratio cours-dividende et peut être formellement exprimé ainsi qu'il suit :

$$P_t = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{E_t(D_{t+j})}{(1+k)^j} \quad (11)$$

Où $E_t(D_{t+j})$ est l'espérance à la période t de réalisation de dividendes et k , le taux d'actualisation présentant la préférence intertemporelle.

Selon l'hypothèse des marchés efficients, la meilleure prévision que l'on peut faire de ce prix est sa valeur fondamentale *ex post*, P_t^* à la période t .

$$P_t^* = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{D_{t+j}}{(1+k)^j} \quad (12)$$

En d'autres termes :

$$P_t = E(P_t) \quad (13)$$

Ce qui peut se traduire aussi par la relation suivante :

$$P_t^* = P_t + u_t \quad (14)$$

Où u_t est l'erreur de prévision qui doit être non corrélée avec toutes les informations disponibles à la période t , $COV(u_t, P_t) = 0$.

Comme la somme des variables non corrélées est la somme des variances, il s'ensuit :

$$Var(P_t^*) = Var(P_t) + Var(u_t) \quad (15)$$

À partir de là deux types de tests de volatilité ont été proposés :

- le test d'inégalité des variances (Shiller, 1981)

$$Var(P_t^*) \geq Var(P_t) \quad (16)$$

- le test d'égalité de variance résiduelle (LeRoy et Porter, 1981)

$$Var(P_t) = Var(P_t^*) - Var(u_t) \quad (17)$$

Shiller (1981) avait démontré à travers le graphique n° 2 que la valeur P_t (en trait gris) de l'indice composite Standard and Poor's ne coïncidait pas avec sa valeur fondamentale *ex post* P_t^* (en trait noir). Par ailleurs, P_t apparaît nettement plus variable (31 fois) que P_t^* . Ce qui, selon lui, apparaît contredire l'hypothèse d'efficience des marchés financiers.

Cependant, le rejet de l'hypothèse d'efficience par la simple observation de la relation entre le cours boursier et la valeur intrinsèque semble être une conclusion un peu rapide dans la mesure où on ignore dans quelle proportion ces résultats sont liés aux hypothèses sous-jacentes du modèle : stationnarité des variables, constance du taux d'actualisation, rationalité des anticipations et neutralité envers le risque. Par ailleurs, comme Flavin (1983), Kleidon (1986) et Marsh et Merton (1986) ont argumenté par la suite, plusieurs critiques peuvent être formulées contre les tests de Shiller (1981) et LeRoy et Porter (1981) :

1 - Le fait que la taille de l'échantillon soit petite entraîne un biais de sous-évaluation des variances.

2 - L'autocorrélation des séries P et P^* entraîne une sous-estimation des variances. P^* étant plus autocorrélé que P , la variance de P^* est davantage



sous-évaluée que celle de P_t , par conséquent le risque de rejeter l'inégalité $Var(P_{t+1}) \geq Var(P_t)$ alors qu'elle est vraie s'avère élevé.

3 - Imposer une borne supérieure à P_t et prendre la moyenne des prix passés pour représenter P_t biaise le degré de volatilité.

4 - Les dividendes et les prix n'étant pas stationnaires impliquent que les prix ne sont pas stationnaires dans le temps. On ne peut pas, dans ces conditions, inférer les variances des populations considérées à partir des variances d'échantillonnage. En effet, lorsque les variables ne sont pas stationnaires, les analyses économétriques traditionnelles ne sont pas pertinentes. Il faudrait dans ce cas appliquer le test de racine unitaire proposé par Dickey et Fuller (1981) et amélioré par Phillips (1987). Ces corrections économétriques apportées par Fontaine (1991) ont conclu à une certaine volatilité sur les différents marchés financiers développés. Mais ces résultats sont restés muets sur la part des hypothèses jointes au modèle dans l'explication de l'excès de volatilité¹⁶.

Cependant, le crash boursier d'octobre 1987 est venu à nouveau renforcer l'hypothèse de volatilité excessive des marchés financiers, hypothèse qui remonte en fait à Galbraith (1954) dans son analyse de la grande crise des années 1930. Cette analyse précoce concluait à la surévaluation des actifs financiers, dans la mesure où la dépression économique des années 1930 fut précédée par le crash du marché boursier du 24 octobre 1929 (mardi noir).

Les résultats empiriques ultérieurs utilisant les mesures standards de la valeur des actions comme les ratios cours-rendements (*price-earnings ratio*) ou cours-dividendes montrèrent par la suite que les actions n'étaient pas du tout surévaluées. Les fondamentaux économiques étaient, par ailleurs, solides en 1929. Par exemple, deux mois avant l'avènement du crash boursier, le produit national brut et la productivité du travail aux États-Unis augmentaient régulièrement à un taux annuel d'environ 4 % durant toute la décennie des années 1920 alors que le niveau général des prix demeurait inchangé. *A priori*, aucun indicateur économique ne prévoyait une chute aussi brutale et prolongée des marchés financiers comme Dominguez, Fair et Shapiro (1988) l'ont, par la suite, démontré. La seule cause convaincante du crash boursier de 1929 et de la crise économique générale qui s'en est suivie s'expliquerait par l'indexation de la politique monétaire argumentée par Friedman et Schwartz (1963)¹⁷.

L'argumentation contre l'efficience fondamentale a été, par la suite, formalisée dans le cadre des bulles spéculatives rationnelles par Blanchard (1979) et Blanchard et Watson (1982)¹⁸, ce qui commença à donner un fondement théorique à l'hypothèse de volatilité excessive des marchés financiers. Une bulle est la différence entre la valeur fondamentale et la valeur de marché d'un actif établie à partir des



anticipations des agents. La bulle est donc un actif de valeur fondamentale nulle qui a un prix positif sur le marché. Pour autant, l'évolution des bulles dans le temps s'avère aléatoire en raison des possibilités d'arbitrage des agents et des contraintes sur la valeur terminale des actifs.

Ainsi, dans l'impossibilité de tester empiriquement la théorie des bulles de façon générale, l'attention des chercheurs s'est portée vers les sources de formation de cette déviation entre la valeur fondamentale et la valeur réelle à travers des tests de *sur-* (*sous-*) réaction du marché. Si le marché surréagit, les titres qui ont le plus monté dans le passé doivent baisser dans le futur, et, inversement, ceux qui ont plus baissé doivent monter. Les titres qui s'écartent de leur valeur fondamentale sont susceptibles de subir des corrections à terme de sorte que cette différence puisse être nulle. Si, au contraire, la stratégie contrariante, qui consiste à acheter les titres perdants et à vendre les gagnants, obtient une rentabilité anormale, c'est que l'hypothèse de sur-réaction du marché se vérifie.

DeBondt et Thaler (1985) ont testé la *stratégie contrariante* sur les rendements mensuels des actions américaines sur la période 1926-1982. En classant les actions selon leurs rendements anormaux, ils trouvent que le portefeuille des gagnants rapporte en moyenne 5 % de plus que le marché durant les 3 années suivantes, alors que celui des perdants dépasse de plus de 20 % le rendement du marché. Le succès des stratégies contrariantes à court terme reste cependant controversé¹⁹.

Une autre stratégie appelée *momentum* a été testée par Jegadeesh et Titman (1993) et Chan, Lakonishok et Jegadeesh (1995) qui ont conclu à l'existence de sous-réaction, suite à l'annonce des bénéfiques. Comme le marché récompense les entreprises qui ont de bons résultats, il n'est pas surprenant que les valeurs des entreprises performantes montent avant de baisser à long terme et inversement, les valeurs des entreprises moins performantes baissent avant de monter à terme. De sorte qu'il est possible pour des gestionnaires de réaliser des rendements anormaux en arbitrant sur ces deux catégories de titres.

Un autre fait stylisé qui contredit l'efficacité fondamentale des marchés est l'énigme des fonds fermés (*closed-end funds puzzle*). En fait, la valeur des parts des fonds doit être liée à celle du portefeuille auquel elles donnent droit. Ces parts ne peuvent être liquidées durant la période d'existence des fonds. Peavy (1990) a montré que ces parts sont en moyenne plus chères que les portefeuilles sous-jacents au moment de la récolte des fonds alors que leur valeur subit des décotes fluctuantes pendant la durée de vie des fonds fermés. Lee, Shleifer et Thaler (1991) proposent une explication en termes d'irrationalité des agents qui seraient plus nombreux sur le marché des fonds fermés que sur les actifs sous-jacents pour expliquer l'écart persistant entre les deux.



L'explication des anomalies sur les marchés en termes d'irrationalité des agents donnera naissance, à ce qui est désormais convenu d'appeler *finance comportementale*²⁰ qui trouve en fait ses origines dans la théorie de la rationalité limitée de Simon (1982). Depuis lors, la psychologie économique n'a cessé de mettre en évidence des comportements irrationnels des agents dans un environnement incertain. Ainsi Kahneman et Tversky (1979) ont montré que les agents accordent plus d'importance aux informations nouvelles par rapport aux informations structurelles. Ce qui les conduirait à extrapoler les tendances à partir d'un faible nombre d'observations et à sur-réagir aux informations nouvelles. Inversement, le phénomène d'ancrage révèle que les individus sont réticents à changer leurs croyances, ce qui les conduit à sous-réagir à des informations nouvelles.

Par ailleurs, Weinstein (1980) a montré que les individus surestiment les probabilités des événements favorables et sous-estiment celles des événements défavorables. En se basant sur leur estime propre, ils sont tentés d'être sur-confiants en donnant plus de poids à leurs propres capacités que ne le justifieraient leurs performances²¹. Daniel et Titman (2000) ont montré ainsi que ce phénomène de *sur-confiance* peut être à l'origine des anomalies sur les marchés financiers.

Une autre explication *behavioriste* des anomalies sur les marchés financiers serait le *mimétisme* des agents sur les marchés et la *contagion* des opinions qui en résultent²². Lorsque les individus sont mal informés, ils ont tendance à se copier. Cette dynamique peut créer une convergence des cours boursiers dans une direction quelconque qui ne coïncide pas nécessairement avec la valeur fondamentale des titres. Le mimétisme peut aussi résulter du suivisme des gérants qui ont peur de perdre par rapport à leurs concurrents. Par ailleurs, l'ordre des décisions des agents peut révéler une interdépendance périodique de sorte que l'agent va agir non seulement en fonction de ses propres décisions antérieures, mais aussi à travers l'observation des comportements de ceux qui ont agi avant lui, ce qui peut créer un effet boule de neige dans les cours boursiers.

L'orientation behavioriste de la recherche sur l'efficacité des marchés ouvre, sans doute, un domaine riche en analyse comportementale des agents économiques. La question reste, cependant, ouverte sur le comportement au niveau agrégatif à long terme de ces irrationalités individuelles. Ainsi, la revue *behaviorale* de Fama (1998) argumente que ces anomalies sont aléatoirement divisées entre la sur-réaction et la sous-réaction, donc finalement compatibles avec l'hypothèse d'efficacité des marchés. Il n'empêche que l'hypothèse d'irrationalité des agents renforce la tentation interventionniste des autorités monétaires sur les marchés financiers comme l'atteste l'affirmation



d'exubérance irrationnelle du président de la *Federal Reserve*, Alan Greenspan, devant le Congrès américain²³. Afin de concilier les préoccupations des gestionnaires avec celles des autorités publiques, les recherches sur la finance comportementale auraient tendance, dans le futur, à s'orienter vers la psychologie de groupe dans un cadre d'équilibre général pour évaluer le comportement agrégatif des agents sur les marchés²⁴.

EFFICIENCE ALLOCATIONNELLE

Ce type d'efficacité résulte de la propriété de Pareto-optimalité des marchés financiers. Un marché est dit allocationnellement efficace lorsqu'il alloue de façon paretienne les flux d'épargne vers les meilleurs projets d'investissement. Par ailleurs, un système est réputé pareto-optimal lorsqu'on ne peut pas accroître le bien-être d'un agent sans que soient lésés un ou plusieurs autres agents. Ce principe, qui deviendra par la suite le fondement de l'économie du bien-être, a été formulé par Vilfredo Pareto, dont la version française fut publiée en 1909.

L'allocation paretienne des ressources est la conséquence directe de la concurrence pure et parfaite, dont les propriétés à l'équilibre ont été démontrées par Arrow et Debreu (1954). Avant cette démonstration générale, l'idée d'allocation efficace des ressources par les marchés financiers est venue au préalable d'Arrow (1953) dans un papier présenté au séminaire d'économétrie du CNRS à Paris. Mais c'est Hayek (1945) qui avait d'abord défendu la propriété du marché à coordonner de façon efficace les actions individuelles. Le marché financier constitue un laboratoire expérimental intéressant de l'économie d'Arrow-Debreu en raison de la dynamique de la compétition.

Cette hypothèse de complétude des marchés compatible avec l'optimalité paretienne a été, par la suite, mise en doute, notamment à partir de l'article de Hart (1975) qui argumenta que l'efficacité serait contrainte par les restrictions allocatives des ressources sur les marchés incomplets²⁵. La plupart des travaux ultérieurs ont été confinés dans la démonstration analytique de l'équilibre sur ces types de marchés et les propriétés de cet équilibre. Geanakoplos (1990) et Margill et Quinzii (1996) proposent une intéressante introduction à cette littérature qui souffre encore de manque de preuve empirique.

Parallèlement à ce débat sur l'incomplétude des marchés financiers, Merton (1992) a démontré que les instruments financiers optionnels peuvent conduire à la réalisation d'économie d'envergure (*spanning*) en complétant les marchés financiers. Ces résultats montrent les propriétés des instruments financiers dérivés, quant à la réalisation des marchés pareto-éfficaces. Ces propriétés de *spanning* des produits dérivés furent



confirmées par Sangare (1993) dans le cadre de l'émergence du marché secondaire pour la gestion de la crise d'endettement international des années 1980.

Il convient de noter que l'hypothèse de *spanning* ne contredit pas celle qui postule que les marchés sont incomplets. Elle suppose simplement que les possibilités de complétude apparaissent par la suite, soit en tant que processus d'adaptation du marché défaillant lui-même (cas du marché support par rapport au marché dérivé), soit comme résultat des arrangements institutionnels qui conditionnent la structure du marché. En d'autres termes, le processus de défaillance (*market failure*) et d'adaptation des marchés financiers ouvre un champ inestimé dans les années à venir pour la recherche en finance.

Par exemple, l'une des conséquences de l'incomplétude des marchés est la présence des investisseurs véreux qui agissent comme un *dommage environnemental* (ou pollution) en ce sens que leurs actions éloigneraient les bons investisseurs. Ce qui prive certains marchés financiers de la propriété d'allocation paretienne des ressources. Ces marchés sont alors voués aux investisseurs court-termistes mus par des motifs de spéculation. On parlerait dans ce cas de la Loi de Gresham appliquée aux marchés financiers en ce sens que les mauvais investisseurs chasseraient les bons. C'est le cas par exemple sur de nombreux marchés émergents où cette externalité négative des investisseurs véreux empêche les investisseurs long-termistes d'investir sur ces marchés. Cela pourrait expliquer les crises financières survenues au Mexique en 1995, en Asie en 1997, en Russie en 1998 et au Brésil en 1999, qui ont vu les possibilités de retrait massif des fonds spéculatifs.

Un siècle après avoir connu ses premiers fondements avec la thèse de Louis Bachelier (1900), la théorie de l'efficience des marchés a connu un développement prodigieux au cours de ces dernières décennies, au point de rendre floues les frontières entre les disciplines mathématiques, économiques, managériales et psychologiques. Curieusement, la théorie se nourrit de ses propres contradictions : les résultats se disent et se contredisent au gré des approches analytiques et empiriques. Nous avons revu l'évolution de cette prolifique littérature qui ne semblait plus cadrer avec la classification traditionnelle d'Eugène Fama (1970). La typologie générale que nous proposons canalise les recherches dans ce domaine en trois paradigmes : l'efficience informationnelle, l'efficience fondamentale et l'efficience allocationnelle.

Bien que n'étant pas indépendants, ces trois paradigmes correspondent à des approches différentes pour répondre à une même question : l'hypothèse de l'efficience des marchés financiers. En spécifiant les



démarches propres à chaque paradigme, cette typologie est de nature à générer des questions nouvelles sur lesquelles peuvent se baser les recherches futures. Depuis une période récente, les résultats venant de l'efficacité fondamentale, notamment dans son approche *behavioriste*, mettent à rude épreuve les résultats antérieurs de l'efficacité informationnelle. Il semble, pour autant, qu'en utilisant les mêmes hypothèses analytiques, on puisse arriver à contredire les résultats au sein d'un même paradigme. L'évolution de la littérature sur l'efficacité informationnelle avait été longtemps marquée par de tels résultats contradictoires. Ces mêmes démarches ont cours aussi au sein de l'efficacité allocationnelle dans le débat sur l'optimalité de l'équilibre dans les marchés complets et incomplets.

Dans un environnement schumpeterien marqué par l'émergence perpétuelle de nouveaux produits financiers, de nouvelles technologies et de nouvelles formes organisationnelles, la recherche sur l'efficacité doit-elle se singulariser ou se généraliser ? En d'autres termes, l'efficacité à laquelle se réfère l'analyse économique ou économétrique serait-elle basée sur le marché support, le marché dérivé, le nouveau marché... ou alors tous ses marchés pris ensemble ? Faut-il aussi analyser le comportement des agents sur ces marchés individuellement ou agrégativement ? Sans doute, les résultats attendus des modèles théoriques et des tests empiriques sur l'efficacité des marchés dépendront du choix méthodologique ou tout simplement de la réponse à ces questions.

NOTES

1. Malgré l'intérêt manifesté par Cowles (1933).
2. D'un point de vue théorique, les modèles traditionnels en finance reposent, pour la plupart, sur la validité de l'hypothèse d'efficacité des marchés, que se soit le modèle moyenne-variance de Markowitz (1952), le théorème de Modigliani et Miller (1958), le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) de Sharpe (1964) - Lintner (1965) - Mossin (1966) - Black (1972) ou le modèle d'évaluation des options de Black et Scholes (1973).
3. L'évolution de cette littérature est résumée par Fama (1991).
4. Voir Roger (1988) ; LeRoy (1989) ; Gillet (1991). La tendance étant de concevoir la revue à l'intérieur d'un segment de la recherche sur l'efficacité des marchés comme celle *behaviorale* de Barberis et Thaler (2004).
5. Working (1934) ; Kendall (1953) ; Osborne (1959).
6. Voir Muth (1961).
7. Cette classification des tests empiriques est due aussi à Fama (1991) bien que des études soient antérieures à cet article anniversaire.
8. Voir Brock (1988) ; Scheinkman et LeBaron (1989) ; Peters (1994).



9. Plus tard Fama et French (1996) ont proposé un modèle multifacteur qui serait compatible avec l'explication des anomalies.
10. Voir Black (1973) ; Copeland et Mayers (1982) ; Stickel (1985) ; Huberman et Kandell (1987).
11. Cette théorie est partie de Akerlof (1970) et Spence (1974).
12. Voir par exemple Cutler, Poterba et Summers (1990) et DeLong, Shleifer, Summers et Waldman (1990).
13. C'était le point de départ de Fama (1965).
14. L'espérance est considérée ici au sens des anticipations rationnelles à la Muth (1961). Bien que cette formulation analytique soit ultérieure, l'esprit était bien présent dans l'analyse de la valeur de Fisher (1930).
15. Cette hypothèse fut par la suite argumentée par Shiller (1984) et Summers (1986).
16. Ces mêmes résultats étaient établis par Mankiw, Romer et Shapiro (1985, 1991).
17. Voir par exemple Hamilton (1987) qui avance que cette inconsistance de la politique monétaire avant le crash de 1929 s'explique par le décès de Benjamin Strong, président de *Federal Reserve Bank of New York*, qui pesait alors d'un poids considérable dans la conduite de la politique monétaire aux États-Unis.
18. La théorie des bulles spéculatives est elle-même partie de l'anecdote de Concours de beauté (*Beauty Contest*) de Keynes (1936). Cette littérature a été très tôt revue par Heri (1986).
19. Voir Howe (1986) et Lehman (1990).
20. Voir Shleifer (2000) et Hirshleifer (2001).
21. Voir Einhorn et Hogarth (1978).
22. Voir Orléan (1989) ; Kirman (1993) ; Artus (1995) ; Moschetto (1998).
23. Argumentation que Shiller (2000) a réitérée.
24. Sur cette perspective, une approche d'équilibre général appliquée par McGrattan et Prescott (2001) a conclu à l'absence de surévaluation des marchés financiers américains contrairement aux inquiétudes des autorités publiques et aux résultats actuels des modèles behavioristes.
25. Des résultats contraires ont été trouvés par Duffie et Shaffer (1986).

BIBLIOGRAPHIE

- AKERLOF G. (1970), « Market for 'lemons': quality uncertainty and the market mechanism », *Quarterly Journal of Economics*, 84, pp. 488-500.
- ALEXANDER S. (1961), « Price movements in speculative markets: trends or random walk », *Industrial Management Review*, 2, pp. 7-26.
- ARROW K. J. (1953), « Le rôle des bourses de valeurs dans la répartition la meilleure des risques », *Cahiers du Séminaire d'économétrie*, CNRS, pp. 40-47.
- ARROW K. J. et DEBREU G. (1954), « Existence of an equilibrium for a competitive economy », *Econometrica*, 22, pp. 265-90.
- ARTUS P. (1995), *Anomalies sur les marchés financiers*, Paris, Economica.
- BACHELIER L. (1900), « Théorie de la spéculation », *Annales de l'École Normale Supérieure*, 7, pp. 21-88. Trad. Angl. in P. Cootner (ed) *The Random Character of Stock Prices*, Cambridge, MA : MIT Press, pp. 17-78.
- BALL R. et BROWN P. (1968), « An empirical evaluation of accounting income numbers », *Journal of Accounting Research*, 6, pp. 159-178.
- BARBERIS N. et THALER R. (2004), « A survey of behavioral finance », in G. M. Constantinides, M. Harris et R. M. Stulz (Eds.) *Handbook of the economics of Finance*, North-Holland.

- BLACK F. (1972), « Capital market equilibrium with restricted borrowing », *Journal of Business*, 45, pp. 444-54.
- BLACK F. (1986), « Moise », *Journal of Finance*, 41, pp. 529-43.
- BLACK F. et SCHOLES M. (1973), « The pricing of options and corporate liabilities », *Journal of Political Economy*, 81, pp. 637-54.
- BLANCHARD O. J. (1979) « Speculative bubbles, crashes, and rational expectations », *Economics Letters*, 3, pp. 387-89.
- BLANCHARD O. J. et WATSON M. W. (1982), « Bubbles, rational expectations, and financial markets » in P. Watchel (ed.) *Crises in the Economic and Financial Structure*, Lexington, MA : Lexington Books.
- BROCK W. A., (1988) « Nonlinearity and complex dynamics in economics and finance » in P. W. Anderson et K. J. Arrow (eds) *The Economy as an Evolving Complex System*, Addison Wesley.
- BROCK W. A., DECHERT W. et SCHEINKMAN J. A. (1987), « A test of independence based on the correlation dimension », University of Wisconsin-Madison.
- BROCK W. A., LAKONISHOK J. et LEBARON B. (1992), « Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns » *Journal of Finance*, 45, pp. 1731-1764.
- CHAN L., JEGADEESH N. et LAKONISHOK J. (1996), « Momentum strategies », *Journal of Finance*, 1, pp. 1681-1713.
- COOTNER P. (ed.) (1964), *The Random Character of Stock Market Prices*, Cambridge, MA : MIT Press.
- COPELAND T. et MYERS D. (1982), « The value line enigma: a case study of the performance evaluation issues » *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 289-231.
- COWLES A. (1933), « Can stock market forecasters forecast? », *Econometrica*, 1, pp. 309-324.
- CUTLER D. M., POTERBA J. M. et SUMMERS L. H. (1990), « Speculative dynamics », *Review of Economic Studies*, 58, pp. 529-546.
- DANIEL K. et TITMAN S. (2000), « Market efficiency in an irrational world », *WPS N° 7489*, Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research.
- DEBONDT W. F. M. et THALER R. (1985), « Does the stock market overreact? », *Journal of Finance*, 40, pp. 793-805.
- DELONG J. B. et SHLEIFER A., SUMMERS L. et WALDMAN R. (1990), « Noise trader risk in financial markets », *Journal of Political Economy*, 98, pp. 707-38.
- DICKEY F. et FULLER W. A. (1981), « Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root », *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- DODD D. L. et GRAHAM B. (1934), *Security Analysis*, New York, NY: McGraw-Hill.
- DOMINGUEZ K. M., FAIR R. C. et SHAPIRO M. D. (1988), « Forecasting the depression: Harvard versus Yale », *American Economic Review*, 78, pp. 595-612.
- DUFFIE D. et SHAFER W. (1986), « Equilibrium in incomplete markets II: generic existence in stochastic economies », *Journal of Mathematical Economy*, 15, pp. 199-216.
- EINHORN H. J. et HOGARTH R. M. (1978), « Confidence in judgement: persistence of the illusion of validity », *Psychological Review*, 85 (5), pp.395-416.
- EINSTEIN A. (1905), « On the movement of small particles suspended in a stationary liquid demanded by the molecular-kinetic theory of heat » *Annals Physics*, 17, repr. in A. Einstein (1959) *Investigation on the Theory of the Brownian Movement*, New York, NY : Dove.
- FAMA E. F. (1965), « The behavior of stock market prices », *Journal of Business*, 38, pp. 38-105.
- FAMA E. F. (1970), « Efficient capital markets: a review of theory and empirical work », *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.
- FAMA E. F. (1991), « Efficient capital markets: II », *Journal of Finance*, 46, pp. 1575-1617.
- FAMA E. F. (1998), « Market efficiency, long term return and behavioral finance », *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 283-306.
- FAMA E. F. et BLUME M. (1966) « Filter rules and stock market trading », *Journal of Business*, 39, pp. 226-41.

- FAMA E. F., FISHER L., JENSEN M. et ROLL R. (1969) « The adjustment of stock prices to new information », *International Economic Review*, 10, pp. 1-21.
- FAMA E. F. et FRENCH K. R. (1988), « Permanent and temporary components of stock prices », *Journal of Political Economy*, 96, pp.246-273.
- FAMA E. F. et FRENCH K. R. (1996), « Multifactor explanation of asset pricing anomalies », *Journal of Finance*, 47, pp. 1575-618.
- FISHER I. (1930), *The Theory of Interest*. New York: MacMillan.
- FLAVIN M. A. (1983), « Excess volatility in the financial markets: a reassessment of the empirical evidence », *Journal of Political Economy*, 91, pp. 929-56.
- FONTAINE P. (1990), « La volatilité des marchés d'actions », *Finance*, 11, pp. 43-65.
- FRIEDMAN M. et SCHWARTZ A. (1963), *A Monetary History of the United States: 1867-1960*, Princeton, NJ : Princeton University Press.
- GALBRAITH J. K. (1954), *The Great Crash of 1929*. Boston, MA: Houghton.
- GALESNE A. (1975), « Performance and validity of filter test rules on the Paris Bourse », in B. Jacquillat (ed.) *European Finance Association Proceedings*, Amsterdam: North-Holland.
- GEANAKOPOLO (1990), « An introduction to general equilibrium with incomplete asset markets », *Journal of Mathematical Economics*, 19, pp. 1-38.
- GILLET R. (1991), « L'efficacité du marché boursier : aspects théoriques et empiriques », Université Catholique de Louvain.
- GIRERD-POTIN I. et TARAMASCO O. (1994), « Les rentabilités à la bourse de Paris sont-elles chaotiques? », *Revue Economique*, 45 (2), pp. 215-238.
- GODFREY M. , GRANGER C. et MORGENSTERN O. (1964), « The random walk hypothesis of stock market behavior », *Kyklos*, 17, pp. 1-30.
- GRANGER C. W. et MORGENSTERN O. (1963), « Spectral analysis of New York stock market prices », *Kyklos*, 16, pp. 1-27.
- GRAR A. (1994), *Incidence des divisions d'actions et des distributions gratuites sur la valeur : une étude empirique sur le marché français entre 1977 et 1990*, Thèse de Doctorat, Université de Paris-IX-Dauphine.
- GRASSENBERGER P. et PROCACCIA I. (1983), « Measuring the strangeness of strange attractors », *Physica*, D9, pp. 189-208.
- GROSSMAN S. J. (1976), « On the efficiency of competitive stock markets where traders have diverse information », *Journal of Finance*, 31, pp.573-585.
- GROSSMAN S. J. et STIGLITZ J. E. (1980), « On the impossibility of informationally efficient markets », *American Economic Review*, 70, pp. 393-408.
- HAMILTON J. D. (1987), « Monetary factors in the great depression », *Journal of Monetary Economics*, 19 (2), pp.145-169.
- HAMON J. (1977), « Prévisions des cours boursiers et méthodes 'points croix' : une simulation à partir des valeurs françaises », *Analyse Financière*, 22, pp.24-37.
- HAMON J. et JACQUILLAT B. (1992), *Le marché français des actions - études empiriques*, Paris : Presses Universitaires de France, 457, p.
- HART O. D. (1975), « On the optimality of the equilibrium when the market structure is incomplete », *Journal of Economic Theory*, 11, pp. 418-43.
- HAWAWINI G. (1985), *European Equity Markets: Price Behavior and Efficiency*, New York: Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions.
- HAYEK F. A. von (1945), « The use of knowledge in society », *American Economic Review*, 35, "pp. 519-530.
- HERI E. W. (1986), « Irrationales rational Gesehen : eine Übersicht über die Theorie des 'Bulles' », *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 122, pp. 163-86.
- HIRSHLEIFER D. (2001), « Investor psychology and asset pricing », *Journal of Finance*, 56 (4) : 1533-97.
- HOWE J. S. (1986), « Evidence on stock market overreaction », *Financial Analysts Journal*, 42 (4), pp. 74-77.

- HUBERMAN G. et KANDELL S. (1987), « Value line rank and firm size », *Journal of Business*, 60 (4), pp. 577-589.
- JAFFE J. (1974), « The effect of regulation changes on insider trading », *Bell Journal of Economics and Management Science*, 5, pp. 93-121.
- JEGADEESH N. (1990), « Evidence of predictable behavior of security returns », *Journal of Finance*, 45, pp. 881-898.
- JEGADEESH N. et TITMAN S. (1993), « Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock markets efficiency », *Journal of Finance*, 48, pp. 65-91.
- KAHNEMAN D. et TVERSKY A. (1979), « Prospects theory: An analysis of decision under risk », *Econometrica* 47 (2), pp. 263-291.
- KENDALL M. (1953), « The analysis of economic time series. Part I: Prices », *Journal of the Royal Statistical Society*, 96, pp. 11-25.
- KEYNES J. M. (1936), *The General Theory of Unemployment, Interest, and Money*, New York: MacMillan.
- KIRMAN A. (1993), « Ants, rationality and recruitments », *Quarterly Journal of Economics*, 108 (1), pp.137-156.
- KLEIDON A. (1986), « Variance bounds tests and stocks prices valuation models », *Journal of Political Economy*, 94, pp. 953-1001.
- LEE C. M. C., SHLEIFER A. et THALER R. H. (1991), « Investor sentiment and the closed-end fund puzzle », *Journal of Finance*, 46 (1), pp. 75-109.
- LEHMAN B. (1990), « Fads, martingales, and market efficiency », *Quarterly Journal of Economics*, 105 (1), pp. 1-28.
- LEROY S. F. (1989), « Efficient capital markets and martingales », *Journal of Economic Literature*, 27, pp. 1583-1621.
- LEROY S. F. et PORTER R. (1981), « The present-value relation: tests based on implied variance bounds », *Econometrica*, 49, pp. 97-113.
- LINTNER J. (1965), « The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budget », *Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-37.
- MCGRATTEN E. R. et PRESCOTT E. (2001), « Is the market overvalued? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 24, pp. 20-40.
- MAGILL M. et QUINZII M. (1996), *Theory of Incomplete Markets*, Cambridge, MA: MIT Press.
- MANDELBROT B. (1963), « The variations of certain speculative prices », *Journal of Business*, 36, pp. 392-417
- MANKIW G. N., ROMER D. et SHAPIRO M. D. (1985), « An unbiased reexamination of stock market volatility », *Journal of Finance*, 40, pp. 677-89.
- MANKIW G. N., ROMER D. et SHAPIRO M. D. (1991), « Stock markets forecastability and volatility : A statistical appraisal », *Review of Economic Studies*, 58, pp. 455-477.
- MARKOWITZ H. (1952), « Portfolio selection » *Journal of Finance*, 7, pp. 77-91.
- MARSH T. A. et MERTON R. C. (1987), « Dividend behavior for the aggregate stock market », *Journal of Business*, 60, pp. 677-89.
- MERTON R. C. (1992), *Continuous-Time Finance*, Oxford: Basil Blackwell.
- MODIGLIANI F. et MILLER M. (1958), « The cost of capital, corporation finance and the theory of investment », *American Economic Review*, 48, pp. 261-97.
- MOSCHETO B.-L. (1998), *Mimétisme et Marché Financier*, Paris : Economica.
- MOSSIN J. (1966), « Equilibrium in capital market », *Econometrica*, 34, pp. 261-297.
- ORLÉAN A. (1989), « Comportements mimétiques et diversité des opinions sur les marchés financiers » in H. Bourguinat et P. Artus (éd.) *Théorie économique et crises des marchés financiers*, Paris, Economica, pp.45-65.
- OSBORNE M. (1959) « Brownian motions in the stock market », *Operations Research*, 7, pp. 145-73.
- PAROTO V., (1909), *Manuel d'économie politique*, Paris : Giard.

- PEARSON K. et RALEYGH L. (1905), « The problem of random walk », *Nature*, 72.
- PETERS E. E. (1994), *Fractal Markets Analysis*, New York, NY: Wiley.
- PEAVY J. (1990), « Return on initial public offerings of closed-end funds », *Review of financial Studies*, 3, pp. 695-708.
- PHILIPS P. C. (1987), « Time series regression with unit root », *Econometrica*, 55, pp. 277-302.
- ROGER P. (1988), « Théorie des marchés efficients et asymétrie d'information : une revue de la littérature », *Finance*, 9, pp. 57-97.
- SAMUELSON P. A. (1965), « Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly », *Industrial Management Review*, 6: 41-49.
- SAMUELSON P. A. (1973), « Proof that properly discounted present values of assets vibrate randomly », *Bell Journal of Economics*, 4, 369-74.
- SANGARE S. (1993), *Stratégies Financières face à l'Endettement International : les Options de Swaps*, Thèse de Doctorat, Université d'Aix-Marseille.
- SANGARE S. A. (2003), « Signalling equilibrium enforcement by trading on informational advantage », Casle Working Papers Series, Universit (1986), « Insiders profit, cost of trading, and market efficiency », *Journal of Financial Economics*, 16, pp. 189-212.
- SHARPE W. F. (1964), « Capital asset prices : A theory of market equilibrium under conditions of risk », *Journal of Finance*, 19, pp. 45-25-42.
- SCHINKMAN J. A. et LEBARON B., (1989), « Nonlinear dynamics and stock returns », *Journal of Business*, 62 (3), pp. 311-337.
- SCHOLES M. et WILLIAMS J. (1977), « Estimating betas from nonsynchronous data », *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 309-327.
- SHILLER R. J. (1981), « Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends », *American Economic Review*, 71, pp.421-36.
- SHILLER R. J. (1984), « Stock prices and social dynamics », *Brookings papers on Economic Activity*, 2, pp. 457-498.
- SHILLER R. J. (2000), *Irrational Exuberance*, Princeton: Princeton University Press.
- SHLEIFER A. (2000), *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Clarendon Lectures, Oxford University Press.
- SIMON H. A. (1982), *Models of Bounded Rationality*, Cambridge, MA: MIT Press.
- SOLNIK B. (1973), « Note on the validity of one random walk for european stock prices », *Journal of Finance*, 28 (5), pp. 1151-1159.
- SPENCE M. (1974), *Market Signaling*, Cambridge, MA : Harvard University Press.
- STICKEL S. E. (1985), « The effect of value line investment survey rank change on common stock prices », *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 121-144.
- SUMMERS L. (1986), « Does the stock market rationally reflect fundamental values? », *Journal of Finance*, 41, pp. 591-601.
- WEINSTEIN N. D. (1980), « Unrealistic optimism about future life events », *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, pp. 806-820.
- WILLIAMS J. B. (1938), *Theory of Investment Value*, Amsterdam: North-Holland.
- WORKING H. (1934), « A random difference series for use in the analysis of time series », *Journal of the American Statistical Review*, 29, pp. 11-24.