



Munich Personal RePEc Archive

Portfolio selection: comparison of different strategies

Trabelsi, Mohamed Ali

Faculty of Economics and Management of Tunis, University of Tunis
El Manar

1 December 2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/82946/>
MPRA Paper No. 82946, posted 27 Nov 2017 00:29 UTC

TABLE DE MATIERES

INTRODUCTION GENERALE

CHAPITRE I : La gestion de portefeuille moyenne-variance

1- Le marché financier tunisien

1-1- Historique du marché financier tunisien et les différentes réformes

1-2- Fonctionnement du marché financier tunisien

1-3- Principe de garantie du marché

1-4- Les sociétés cotées en bourse

1-5- Les avantages de la cotation en bourse

1-6- Les intermédiaires en bourse

1-7- Les organismes de placement collectif en valeurs mobilières

1-8- Les indices

2- Rendement et risque

2-1- Rentabilité des actions, des portefeuilles et des marchés

2-1-1- Rentabilité des actions

2-1-2- Rentabilité d'un portefeuille

2-1-3- Rentabilité du marché

2-1-4- Distribution des taux de rentabilité

2-1-5- Test de normalité : application à la BVMT

2-2- Mesures de risque

Table des matières

2-2-1- Mesures historiques

2-2-2- Lien entre les performances d'un portefeuille et celles
des titres qui le composent

2-2-3- Risque total d'un titre

2-2-4- Risque relatif

2-2-5- Risque systématique

3- Théorie de la décision en avenir incertain

3-1- Modèle de l'utilité espérée

3-2- Mesures d'aversion pour le risque

3-2-1- Mesures d'aversion pour le risque au sens d'Arrow-Pratt
[1964,1965]

3-2-2- Mesures d'aversion pour le risque au sens de Ross [1981]

3-3- Critiques adressées au modèle de l'utilité espérée

4- Modèle de la moyenne variance

4-1- Modèle de la moyenne-variance [1952]

4-2- Extension du modèle de Markowitz à la gestion par
référence à un indicateur du marché [1994]

4-3- Critiques adressées au modèle moyenne-variance

5- Dominance stochastique

5-1- La dominance stochastique du premier ordre

5-2- La dominance stochastique du second ordre

5-3- La dominance stochastique du troisième ordre

Table des matières

5-4- Critiques adressées à la dominance stochastique

6- Etudes empiriques et critiques

6-1- Choix de portefeuille : allocation optimale d'une richesse entre un actif risqué et un actif sans risque

6-2- Sélection de portefeuille basée sur le rendement, le risque et la performance relative

CONCLUSION

CHAPITRE II : Les modèles d'évaluation des actifs financiers et les mesures de performance

1- Les modèles d'évaluation des actifs financiers

1-1- Le modèle du marché

1-1-1- Présentation du modèle

1-1-2- Le modèle du marché et la diversification

1-1-3- Stabilité dans le temps des coefficients Bêta

1-1-4- Estimation des coefficients Bêta

1-2- Le Capital Asset Pricing Model (CAPM)

1-2-1- Les hypothèses du CAPM

1-2-2- Modèle d'équilibre

1-3- Tests empiriques du CAPM

1-4- Critiques adressées au CAPM

2- Extensions du CAPM

2-1- Théorie de l'évaluation par arbitrage (A.P.T) : Modèle de

Table des matières

Ross [1976]

2-1-1- Hypothèse et Modèle

2-1-2- L'APT et le CAPM

2-1-3- Les critiques et les tests empiriques de l'APT

2-2- Extensions du CAPM : Formes non standards du CAPM

2-2-1- Modèle Zéro-bêta : Modèle de Black [1972]

2-2-2- Prise en considération de l'inflation

2-2-3- Hétérogénéité des anticipations relatives aux
performances futures des titres

2-2-4- Existence des coûts de transaction

2-2-5- Prise en considération de la fiscalité : Modèle de Brennan
[1973]

2-2-6- Extension de Fama et Mac Beth [1973]

3- Les mesures traditionnelles de performance

3-1- Revue des différentes mesures

3-1-1- La mesure de Treynor [1965]

3-1-2- La mesure de Sharpe [1966,1994]

3-1-3- La mesure de Jensen [1968]

3-1-4- La mesure de Fama [1972]

3-1-5- La mesure de Moses, Cheyney et Veit [1987]

3-1-6- La mesure de Modigliani-Modigliani [1997]

3-2- Lien entre les différentes mesures de performance

Table des matières

4- Tests empiriques et critiques

4-1- Tests empiriques

4-2- Critiques des diverses mesures de performances

4-3- Application au marché tunisien (BVMT)

4-3-1- Les données utilisées

4-3-2- Résultats et interprétation

4-3-3- Test par le coefficient de rang de Spearman

5- Mesure de performance en présence d'asymétrie de l'information

5-1- Le modèle de Gendron [1983]

5-1-1- Le modèle pour la synchronisation du marché

5-1-2- Evaluation de la performance du gestionnaire de portefeuille

5-2- Le modèle de synchronisation du marché de Merton [1981]

5-3- Le modèle d'anticipation rationnelle de Admati et Ross [1985]

CONCLUSION

CHAPITRE III : Les stratégies de choix de portefeuille

1- Efficience des marchés

1-1- Marché efficient et marche au hasard

1-2- Tests empiriques de l'efficience

1-2-1- Les tests d'efficience de forme faible

Table des matières

1-2-2- Les tests d'efficience de forme semi-forte

1-2-3- Les tests d'efficience de forme faible

1-2-4- Autres tests d'efficience

2- Les anomalies boursières

2-1- Effet taille

2-2- Effet PER

2-3- Effet janvier

2-4- Effet jour de la semaine

2-5- Effet « changement de mois », « jour de fête »
et « heure de la journée »

2-6- Effet délaissement

3- Stratégie de Taille et PER

3-1- Les effets taille et PER et les liens entre eux

3-2- Mise en évidence des anomalies PER et taille en Tunisie

3-2-1- Données et constitution des portefeuilles

3-2-2- Effet taille

3-2-3- Effet PER

4- Stratégie de sur-réaction

4-1- Etudes empiriques et critiques

4-2- Corrélation des rentabilités

4-3- Méthodologie

4-3-1- Sur-réaction à long terme

Table des matières

4-3-2- Hypothèses et tests

5- Stratégie de contradiction

5-1- Méthodologie et Etudes empiriques

5-1-1- Méthodologie

5-1-2- Etudes empiriques

5-2- Stratégie contraire et effet d'information

5-3- Application au marché tunisien (BVMT)

5-3-1- Etude empirique

5-3-2- Critiques adressées à la stratégie de contradiction

6- Comparaison des différentes stratégies

6-1- Etude comparative

6-1-1- Test sur les rendements non ajustés pour le risque

6-1-2- Test sur les rendements ajustés pour le risque

6-1-3- Test de dominance stochastique

6-2- Stratégie de sur-réaction pondérée

6-2-1- Méthodologie

6-2-2- Application à la BVMT

6-2-3- Comparaison des différentes stratégies

CONCLUSION

CONCLUSION GENERALE

BIBLIOGRAPHIE

GLOSSAIRE DES ABREVIATIONS

AMEX : American Stock Exchange

APT : Arbitrage Pricing Theory.

BVMT : Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis.

CAC : Compagnie des Agents de Change.

CAPM : Capital Asset Pricing Model.

CML : Capital Market Line.

FTAS : Indice à la Bourse de Londres (Financial Times Actuarial Stock).

FTO : Indice à la Bourse de Londres.

NYSE : New York Stock Exchange.

OTC : Over The Counter.

SML : Security Market Line.

S&P : Standard and Poor.

WELLS FARGO : Société de courtage à San Francisco.

INTRODUCTION GENERALE

Depuis la suggestion de Hicks [1935] d'appliquer la théorie des choix à la demande d'actifs monétaires et, plus généralement, à la demande d'actifs financiers, les économistes n'ont cessé de s'intéresser à la question. L'étude du secteur financier et l'analyse des comportements financiers suscitent aujourd'hui un intérêt croissant dû, en partie, aux évolutions récentes du marché de capitaux. De plus en plus de ménages ont accès à une gamme de plus en plus étendue de produits financiers. On observe désormais pour certains de véritables stratégies de gestion de portefeuille. Ces stratégies sont basées sur l'efficience ou l'inefficience du marché.

En conséquence, il y a deux grandes familles de stratégies de gestion d'un portefeuille de valeurs mobilières : la stratégie passive qui suppose que le marché est efficient et que par conséquent il faut suivre la tendance du marché et la stratégie active qui exploite l'inefficience du marché afin de réaliser un rendement supérieur à celui du marché.

D'après Fama [1970], un marché est efficient si l'information disponible est bien prise en compte dans les cours établis par le marché. Mais cette définition est loin d'être réaliste. En effet, plusieurs études ont montré l'existence de poches d'inefficience ou anomalies boursières montrant ainsi que les marchés ne

peuvent pas être efficaces.

Or, la gestion de portefeuille moyenne-variance de Markowitz [1952] suppose entre autres une efficacité des marchés. Mettre en cause cette notion d'efficacité, affectera tous les modèles d'évaluation des actifs financiers et plus précisément le modèle d'équilibre connu par le CAPM et élaboré par Sharpe [1964], Lintner [1965] et Mossin [1966] et celui d'arbitrage connu par l'APT et élaboré par Ross [1976]. Cette mise en cause de la notion d'efficacité affectera aussi les différentes mesures de performance à savoir celles de Treynor [1965], Sharpe [1966], Jensen [1968], Fama [1972], Moses, Cheney et Veit [1987] et Modigliani-Modigliani [1997] qui se sont basées sur le modèle moyenne-variance de Markowitz.

Face à ces difficultés, notre travail consistera donc à proposer aux investisseurs une stratégie de choix de portefeuille permettant à son utilisateur une maximisation de son profit avec le minimum de risque encouru, en tenant compte de l'inefficacité des marchés boursiers.

De ce fait, nous essayerons de mettre en évidence les théories de choix de portefeuille qui font appel au comportement de l'investisseur vis à vis d'un actif risqué. Le risque est, en effet, une des caractéristiques principales de l'environnement économique. En prenant des décisions, les individus s'exposent

à un risque pouvant être positif lorsqu'on gagne une somme d'argent en participant à une loterie ou à un projet d'investissement, ou négatif lorsqu'on perd tout ou une partie de la somme mise en jeu. Les conséquences d'un acte n'étant que rarement connues avec certitude, les individus ayant de l'aversion au risque ont cherché à maîtriser les aléas en essayant d'en limiter les conséquences néfastes.

Afin de comprendre et de prédire les comportements des individus, les théoriciens ont développé une théorie connue par la théorie de l'utilité espérée. On parle aussi du principe de la maximisation de l'utilité espérée (MUE). Ce principe s'est imposé depuis une quarantaine d'années comme le principal paradigme de la décision en contexte d'incertitude.

Le principe MUE remonte à 1738, au temps de Daniel Bernoulli, mais il doit sa popularité, auprès des économistes, aux travaux de Von Neumann et Morgenstern en 1947. Dès sa fondation, la théorie a soulevé de nombreux paradoxes. Allais [1953] a critiqué l'axiome d'indépendance. Dans le domaine d'assurance, Friedman et Savage [1948] et Markowitz [1952] ont souligné la coexistence de l'assurance et du jeu. Ils ont défini une fonction d'utilité tantôt concave, tantôt convexe, selon l'intervalle de richesse considéré.

La controverse du début des années 50 est loin d'être apaisée.

Des travaux récents de Kahneman, Slovic et Tversky [1982] montrent les faiblesses descriptives du principe MUE.

La revue de la littérature effectuée par Shoemaker [1982] abonde en exemples de toutes sortes faisant ressortir les difficultés d'application du principe MUE.

De ce fait, le premier chapitre sera consacré à l'historique et au fonctionnement du marché financier tunisien. On mettra l'accent sur la théorie moderne du portefeuille développée par Markowitz qui est à la base de la gestion de portefeuille et donc de la gestion collective des titres. Seront évoqués les critères de rentabilité et de risque, éléments déterminants dans la sélection d'un titre et son introduction dans un portefeuille ainsi que le modèle moyenne-variance et le critère de la dominance stochastique.

Le modèle moyenne-variance élaboré par Markowitz [1952] a pour objectif la maximisation de la fonction d'utilité de l'investisseur. Cependant, son applicabilité dépend de la réalisation de l'une des deux hypothèses suivantes:

- La distribution des taux de rentabilité suit une loi normale;
- La fonction d'utilité des investisseurs est quadratique.

D'ailleurs, la majorité des études théoriques et empiriques d'analyse de portefeuille durant les années 1970 se sont basées principalement sur la maximisation de l'utilité où la fonction

d'utilité de chaque investisseur est supposée être quadratique avec une dérivée seconde négative, alors que la fonction de probabilité est supposée être normale.

Pour surmonter cette hypothèse de normalité, qui est rarement vérifiée, nous présenterons la théorie de dominance stochastique. Cette théorie a l'avantage de ne pas faire d'hypothèse sur la distribution de probabilité des options risquées et ce, contrairement au modèle moyenne-variance.

Toutefois, ces théories restent sujettes à plusieurs critiques à l'hypothèse d'efficience des marchés d'autant plus que la plupart des études faites sur la théorie d'utilité ont montré l'incapacité du critère de la maximisation de l'utilité espérée de mettre en évidence les choix des individus.

Dans le second chapitre, nous mettrons l'accent sur les modèles d'évaluation des actifs financiers, de manière à décrire le processus d'évaluation et de sélection d'un titre et nous présenterons les différentes critiques adressées à ces modèles. Nous exposerons par la suite les différentes mesures de performance. Cette notion sera largement détaillée pour l'intérêt qu'elle suscite.

La mesure de performance des gestionnaires de portefeuille est, en effet, un sujet d'importance majeure en finance. Les gestionnaires de portefeuille prétendent produire une

distribution de rendements supérieure à celle d'un portefeuille non géré. Dans un marché où les acteurs sont rationnels, cette prétention est associée à la possession d'information supérieure. Or, le problème de mesure de performance d'un portefeuille, géré avec exactitude, n'est pas encore résolu après une trentaine d'années de travail, par les chercheurs et les praticiens.

Les mesures standard de performance élaborées pour détecter la sécurité de sélection ou la compétence du "timing" du marché souffrent d'un certain nombre de biais qui les rendent inadaptées dans la plupart des cas. Les mesures traditionnelles de performance, à savoir celles de Treynor [1965], Sharpe [1966] et Jensen [1968], utilisent les rendements inconditionnels espérés. Mais, si les rendements espérés et les risques associés varient à travers le temps, cette approche inconditionnelle n'est pas souvent fiable. Les variations à terme des risques et des primes de risque seront confondues avec la performance moyenne. D'autre part, ces mesures ne tiennent pas compte de l'asymétrie de l'information. De plus, le modèle d'évaluation des actifs financiers (CAPM), sur lequel repose la plupart de ces mesures, a été abondamment critiqué tant au niveau des hypothèses concernant la normalité des rendements des titres, qu'à celui de l'hypothèse d'efficience du marché, et remis en question comme outil servant à la mesure de performance.

C'est ainsi que plusieurs modèles, tenant compte explicitement de l'information, ont été développés pour servir de cadre à des mesures de performance des gestionnaires de portefeuille. On peut citer celui de Merton [1981], qui est un modèle d'équilibre mesurant la performance de synchronisation du marché d'un gestionnaire de portefeuille, ainsi que celui d'Admati et Ross [1985] qui est un modèle d'équilibre d'anticipations rationnelles où tous les agents possèdent des informations privilégiées.

D'autres mesures ont été développées par Fama [1972], Moses, Cheyney et Veit [1987] et récemment Modigliani-Modigliani [1997] qui tiennent compte de la sélectivité et de la diversification, mais restent incapables de subvenir aux besoins des investisseurs. En effet, une performance supérieure peut prendre la forme d'information privilégiée, d'habileté supérieure à traiter l'information publique ou d'une combinaison des deux.

Enfin, dans un troisième et dernier chapitre, nous exploiterons l'inefficience des marchés boursiers et les anomalies constatées par plusieurs auteurs (effets week-end, jour, taille, PER, délaissement, etc.) et mises en évidence dans de nombreuses études empiriques, afin de montrer aux investisseurs des stratégies permettant de réaliser un profit anormal compte tenu du risque encouru. Ces stratégies sont celles basées sur l'effet taille et l'effet PER ainsi que de nouvelles stratégies connues par

les stratégies de contradiction et de sur-réaction.

Les études effectuées par Banz [1981], Basu [1983], Rosenberg, Reid et Lanstein [1985] et Lakonishok, Shleifer et Vishny [1994], ont montré que le rendement moyen des actions d'une firme est fonction de sa taille et du PER (price earning ratio). Ces variables, n'ayant pas été prises en compte dans le modèle d'équilibre des actifs financiers (CAPM), seront considérées comme des anomalies.

Conrad, Hameed et Niden [1994] ont montré qu'on peut battre le marché si on investit sur tous les titres avec une pondération proportionnelle à leur performance passée. Cette anomalie est connue par l'effet de contradiction

Le phénomène de sur-réaction, basée sur les autocorrélations multi-périodiques, consiste à acheter les titres ayant eu de mauvaises performances (perdants), mesurées par les rentabilités cumulées, et à vendre ceux ayant généré les meilleures performances (gagnants), puis inverser ces positions, une période plus tard, proche de la durée de formation des portefeuilles. Sa constatation empirique repose sur les travaux de De Bondt et Thaler [1985,1987] et ceux de Fama et French [1988] relatifs aux autocorrélations multi-périodiques des rentabilités. Ces derniers ont, en effet, constaté que les actions caractérisées par des faibles rendements dans le passé

enregistrent une amélioration considérable dans le futur.

Toutefois, Jegadeesh et Titman [1993] ont montré qu'à court terme les rendements des actions présentent une tendance continue. Ainsi, les actions caractérisées par un rendement élevé présenteront au bout d'une année un rendement plus élevé.

Les premiers travaux de De Bondt et Thaler sont compatibles avec l'hypothèse qui révèle que les individus ont un comportement imprévisible et, par conséquent, ont tendance à sur-réagir aux événements imprévus et dramatiques. Ces deux auteurs ont fini par conclure que le marché est à forte inefficience.

Ceci confirme la thèse disant que les anomalies sont des anomalies d'efficience, mais il reste à prouver que les méthodes empiriques sont adéquates et que le modèle rentabilité-risque est bien spécifié.

Depuis, plusieurs arguments ont été avancés pour expliquer le phénomène de sur-réaction. Ainsi, plusieurs chercheurs ont-ils pris en compte les différents effets engendrant des anomalies sur le marché afin d'expliquer la rentabilité positive et significative du portefeuille d'arbitrage.

Cette théorie a fasciné les investisseurs parce qu'elle présente des opportunités de faire des profits excessifs à partir de règles

simples basées uniquement sur le sens et la taille des imprévus et sur les mouvements anormaux dans le prix des actions.

Les analystes universitaires sont également intéressés par la possibilité des oppositions de prix parce qu'un tel modèle rentre directement en conflit avec les hypothèses du marché efficient.

Quelques études menées sur les équilibres individuels, incluant, entre autres, celles de De Bondt et Thaler [1985,1987] et celles de Fama et French [1988], ont conclu que les oppositions de prix suivent les grands changements.

Toutefois, d'autres recherches comme celles de Cox et Peterson [1994] contestent ce point de vue. De même, les études, relativement peu nombreuses, menées sur le marché dans sa totalité, ne sont pas toutes en accord avec la compatibilité du mouvement dans les niveaux des prix agrégés et la théorie de sur-réaction.

Akgiray [1989] a présenté des arguments contre la sur-réaction alors que Poterba et Summers [1988] concluent sur l'évidence de l'ajustement à long terme.

Ce phénomène étudié par De Bondt et Thaler [1985,1987] sur le marché américain a été suivi par plusieurs études sur d'autres places financières . Nous citerons les études faites par Alonso et Rubio [1990] en Espagne, par Maï [1995] en France, par Da

Costa [1994] au Bresil, par Clare et Thomas [1995] au Royaume-Uni et par Chang, Mc Leavy et Rhee [1995] au Japon. Nous terminerons ce chapitre par une comparaison entre ces différentes stratégies via les tests de dominance stochastique.

CHAPITRE PREMIER
LA GESTION DE PORTEFEUILLE
MOYENNE-VARIANCE

L'étude du secteur financier et l'analyse des comportements financiers suscitent aujourd'hui un intérêt croissant dû en partie aux évolutions récentes du marché de capitaux.

De plus en plus de ménages ont accès à une gamme plus étendue de produits financiers. On observe désormais chez certains de véritables stratégies de gestion de portefeuille.

La bonne stratégie de sélection des valeurs mobilières consiste en une succession de tactiques permettant de détecter les variations possibles du cours de chaque valeur mobilière et d'acheter ou de vendre en conséquence quand ces variations dépassent une certaine limite. Mais cette tactique suppose une connaissance préalable des titres. Or pour évaluer les titres financiers, plusieurs méthodes ont été élaborées et ce, depuis les travaux de Markowitz [1952].

De ce fait, ce premier chapitre sera consacré à la théorie moderne du portefeuille développée par Markowitz qui est à la base de la gestion de portefeuille et donc de la gestion collective des titres. Seront évoqués les critères de rentabilité et de risque,

éléments déterminants dans la sélection d'un titre et son introduction dans un portefeuille.

Nous présenterons aussi deux critères de choix de portefeuille. Le premier est basé sur le modèle moyenne-variance élaboré par Markowitz [1952] qui est à la base de la théorie de gestion de portefeuille. Quant au second, il est basé sur la dominance stochastique. Ce choix résulte du fait que plusieurs études effectuées sur la sélection de portefeuille utilisent le critère moyenne-variance ou celui de la dominance stochastique.

Notre objectif est de présenter ces deux critères, d'en étudier les forces et les faiblesses et, enfin, d'analyser les implications de chacun dans des problèmes financiers.

Pour cela, une première section sera consacrée à l'historique et au fonctionnement du marché financier tunisien. Dans la seconde nous étudierons la relation rendement-risque. La théorie de décision dans un avenir incertain fera l'objet de la troisième section. Dans une quatrième section, nous présenterons le modèle moyenne-variance. Dans ce modèle, basé sur les deux paramètres : rendement et risque, l'investisseur choisi un seul portefeuille parmi un ensemble de possibilités. la notion de dominance stochastique qui permet aux investisseurs de faire un choix entre les différents portefeuilles sans faire d'hypothèses sur la distribution de probabilités des

options risquées fera l'objet de la cinquième section. Dans la sixième et dernière section, nous présenterons les études empiriques effectuées dans ce sens ainsi que les critiques adressées à ces différents modèles.

1- Le marché financier tunisien

Le marché financier est défini comme étant le lieu où se rencontrent des investisseurs et des emprunteurs pour échanger des capitaux contre des actifs financiers. De cette définition, on peut confondre les deux notions de marché financier et de bourse. Le rôle de la bourse est, en effet, d'assurer le lien entre les agents économiques qui cherchent à placer leur épargne (ménages, investisseurs individuels ou institutionnels) et les sociétés en quête de financements.

Toutefois, cette définition est restreinte aux échanges d'actions et d'obligations. Au sens large, le marché financier comporte l'ensemble des échanges de capitaux à long terme entre les épargnants et les emprunteurs.

1-1- Historique du marché financier tunisien et différentes réformes

Le rôle d'un marché financier dans l'économie d'un pays est primordial. Or, la loi de 1969 concernant la création et le fonctionnement de la bourse de Tunis s'est révélée très limitée,

voire insignifiante en raison de la prédominance de l'état et des banques dans le financement de l'économie. Cette période s'est caractérisée par :

- une facilité d'accès aux crédits bancaires et aux aides de l'état.
- une rémunération très avantageuse des dépôts auprès des banques qui étaient réglementés, protégés et exonérés d'impôts.
- une fiscalité assez lourde des placements en bourse.

De ce fait, la bourse était perçue comme un bureau d'enregistrement des transactions au lieu d'être un marché reflétant la situation de l'économie, d'une part, et jouant un rôle primordial dans le financement des entreprises, d'autre part. A titre indicatif, on peut noter que la capitalisation boursière représentait 1% du PIB à la fin de 1986.

Après l'orientation de notre économie vers une économie de marché et à partir de 1988, les autorités publiques ont promulgué des mesures d'ordre juridique et fiscal afin de restructurer le marché financier et de donner un rôle plus actif au marché boursier.

Ces lois ont permis à la bourse des valeurs mobilières de Tunis :

- D'ouvrir le marché obligataire, jadis réservé aux banques et aux entreprises non financières.
- De créer des sociétés d'investissement à capital fixe (SICAF),

des sociétés d'investissement à capital variable (SICAV) et des sociétés d'investissement à capital risque (SICAR).

- D'instaurer de nouveaux produits financiers tels que les actions à dividendes prioritaires, les titres participatifs et les certificats d'investissement.
- De fiscaliser les dépôts auprès des banques. Aussi, les taux d'intérêts sur les dépôts ont baissé en conséquence de la baisse du taux d'inflation.
- De supprimer la fiscalité sur les plus values et sur les dividendes.
- De baisser de 80% à 35% l'impôt sur les bénéfices des sociétés.

1-2- Fonctionnement du marché financier tunisien

Pour atteindre les meilleurs standards internationaux, une réforme majeure a été adoptée à la fin de 1994 avec la promulgation de la loi de novembre 1994 portant sur la réorganisation du marché financier et complétant le train de réformes qui a démarré en 1988. Cette loi a créé la nouvelle autorité de régulation : le conseil du marché financier, la nouvelle bourse et le dépositaire central.

Les aspects fonctionnels et techniques de cette réorganisation se sont appuyés sur l'expérience des pays développés dans ce domaine, notamment par l'adoption d'un système de cotation

électronique et le renforcement de la transparence et de la sécurité du marché. De ce fait, le conseil du marché financier (CMF) a été créé en tant qu'autorité administrative autonome chargée de la protection de l'épargne investie dans les valeurs mobilières et autres produits financiers négociables en bourse ainsi que l'organisation et la supervision du fonctionnement du marché boursier.

La loi du 14 novembre 1994 a transformé radicalement le marché financier tunisien. De nouvelles structures ont été mises en place s'appuyant sur trois nouvelles entités spécialisées et indépendantes :

- La bourse des valeurs mobilières de Tunis (BVMT) qui est une entreprise de marché responsable de la gestion, de la sécurité et de la promotion du marché tunisien des valeurs mobilières. Ses actionnaires sont les 26 sociétés intermédiaires en bourse.
- Le conseil du marché financier (CMF) qui est un organisme public chargé du contrôle, de la régulation du marché financier et de la protection de l'épargne investie dans les valeurs mobilières.
- La société interprofessionnelle de compensation et de dépôt des valeurs mobilières (STICODEVAM) qui est un dépositaire central chargé du dépôt des valeurs mobilières et de la compensation des opérations boursières.

Ces trois entités ont démarré le 15 novembre 1995.

Notons aussi qu'un fonds de garantie de marché (FGM) administré par la bourse a été créé le 25 octobre 1996 afin de garantir la bonne fin des transactions. Il fonctionne parallèlement au nouveau système de cotation électronique.

1-2-1- La cote de la Bourse :

Pour qu'une société soit introduite en bourse, elle doit satisfaire un certain nombre de critères liés en particulier à la diffusion de son capital. Ces critères changent selon le marché. La cote de la bourse est, en effet, divisée en premier et second marché pour les titres de capital et en marché obligataire pour les titres de créances.

Le premier marché accueille les titres de capital des plus importantes sociétés anonymes tunisiennes satisfaisant à des critères bien déterminés de diffusion de capital au public, de performance économique, de liquidité et de transparence.

L'admission au premier marché est tributaire des conditions suivantes :

- Un minimum de 500 actionnaires.
- La diffusion de 20% au moins du capital au public.
- Les deux derniers exercices doivent dégager des résultats positifs, d'autant plus un dividende, au moins, doit être distribué.

- Les comptes annuels des trois derniers exercices doivent être certifiés.
- Un rapport d'évaluation des actifs, effectué par un expert comptable de l'ordre des experts comptables, autre que le commissaire aux comptes de la société ou par tout autre expert dont l'évaluation est reconnue par le CMF.
- Un prospectus visé par le conseil du marché financier.
- La justification de l'existence d'un manuel de procédures, d'organisation, de gestion et de divulgation des informations financières ainsi qu'une structure d'audit interne qui doit faire l'objet d'une appréciation du commissaire aux comptes dans son rapport sur le système de contrôle interne de la société.
- D'une structure de contrôle de gestion.

Le second marché admet les titres de capital des sociétés avec des critères plus souples, notamment en ce qui concerne le degré d'ouverture du capital au public.

L'admission au second marché est tributaire des conditions suivantes :

- Un minimum de 300 actionnaires.
- La diffusion de 10% au moins du capital au public.
- Le dernier exercice doit dégager des résultats positifs, d'autant plus qu'au moins un dividende doit être distribué.

- Les comptes annuels des deux derniers exercices doivent être certifiés.

- Un prospectus visé par le conseil du marché financier.

Cependant, les sociétés admises au second marché doivent, dans un délai de trois ans renouvelable une seule fois, satisfaire aux conditions de transfert au premier marché. Dans le cas contraire, elles seront radiées et transférées d'office sur le marché hors-cote.

Enfin, le marché obligataire est réservé aux titres de créances émanant de l'état et des collectivités publiques, des sociétés déjà cotées en bourse (titres de capital) et, en général, aux titres de créances des sociétés. Les emprunts obligataires doivent toutefois satisfaire à certaines conditions fixées par le règlement général de la bourse.

Les conditions d'admission sont définies comme suit :

- L'emprunt doit être égal ou supérieur à 1MD.

- Le nombre d'obligataires est de 300 au minimum.

Notons enfin que la bourse peut demander la production d'une notation reconnue par le CMF concernant l'émission ou à défaut la production d'une garantie en intérêts et capital.

1-2-2- Le marché hors cote

Les sociétés anonymes faisant appel au public à l'épargne et qui

ne sont pas admises à la cote de la bourse sont négociées sur le marché hors cote, qui est en quelque sorte un marché libre.

A noter que les sociétés admises à la cote de la bourse sont les plus convoitées, car elles obéissent à certains critères de diffusion du capital au public et de transparence au niveau de l'information contrairement aux sociétés du marché hors cote qui présentent moins de garanties.

1-2-3- Marché boursier et technologies nouvelles

Le fonctionnement du marché boursier repose sur une technologie de négociation avancée. En effet, la bourse de Tunis s'appuie depuis plus de deux ans sur un système de négociation informatisé. Il s'agit du SUPER CAC Unix développé par Euronext. Ce système est utilisé aujourd'hui dans plusieurs bourses développées (Paris, Chicago, Toronto, Sao Paulo, Bruxelles). D'ailleurs la bourse de Tunis est la première bourse arabe à adopter la technologie du SUPER CAC Unix.

D'autre part, la bourse de Tunis diffuse les informations du marché en temps réel aux intervenants et aux investisseurs. Elle est reliée directement à travers l'agence internationale Reuter et avec Bloom Berg. Notons aussi que les cotations sont disponibles en temps réel, via le site Web de la bourse de Tunis.

1-2-4- Règle de cotation

Les négociations en bourse se font au comptant. Le système de

négociation est celui d'un marché centralisé gouverné par les ordres.

1-3- Principe de garantie de marché

Sur un marché dirigé par les ordres, il existe quatre types de risques:

- Le risque de crédit: ce risque est supprimé grâce à un système simultané de livraison contre paiement administré par le dépositaire central.
- Le risque systémique : en l'absence de mécanismes de garantie, le préjudice subi par un intermédiaire peut se propager sur l'ensemble des intermédiaires par le « jeu de la réaction en chaîne ».
- Le risque de contrepartie et le risque systémique: c'est le risque subi par un intermédiaire dont la contrepartie fait faillite et n'est plus en mesure d'honorer ses engagements.
- Le risque de marché: Le FGM garantit le dénouement des opérations dans les délais. Cette garantie est assortie d'un risque de marché. Ce dernier est lié à la variation du cours d'une valeur entre le jour de la négociation et le jour de dénouement effectif.

1-4- Les sociétés cotées en bourse

La répartition de ces sociétés se fait sur onze secteurs d'activité :

Secteur d'activité	Symbole
Agroalimentaire	
El Mazraa	MAZ
Société Frigorifique et Brasserie de Tunis	SFBT
Société Tunisienne de l'Industrie Laitière	STIL
Tunisie Lait	TLAIT
Assurances	
Compagnie d'Assurances et de Réassurances	AST
Compagnie d'Assurances et de Réassurances Tuniso-Européenne	CARTE
Société Tunisienne d'Assurances et de Réassurances	STAR
Banques	
Amen Bank	AB
Arab Tunisian Bank	ATB
Banque de l'Habitat	BH
Banque Internationale Arabe de Tunisie	BIAT
Banque Nationale Agricole	BNA
Banque du Sud	BS
Banque de Tunisie	BT
Banque de Tunisie et des Emirats d'Investissement	BTEI
Société Tunisienne de Banque	STB

Union Bancaire pour le Commerce et l'Industrie	UBCI
Union Internationale de Banques	UIB
Commerce	
Magasin Général	MAG
Société Tunisienne des Marchés de Gros	MGR
Société Nouvelle Maison de la Ville de Tunis	MNP
Le Moteur	MTR
Société Tunisienne d'Équipement	STEQ
Communication	
Société Tunisienne d'Entreprises de Télécommunication	SOTET
Industrie	
Air Liquide de Tunisie	AL
Société Chimique Alkimia	ALKIM
Les Ateliers Mécaniques du Sahel	AMS
Société des Industries Chimiques du Fluor	ICF
Electrostar	LSTR
Société Industrielle d'Appareillage et Matériels Electriques	SIAME
Société des Industries Pharmaceutiques de Tunisie	SIPHA
Société Tunisienne de Verreries	SOTUV
Immobilier	

Société Immobilière et de Participation	SIMPA
Investissement	
Placements de Tunisie-SICAF	PLTU
Société de Placement et de Développement Industriel et Touristique	SPDIT
Société Tunisienne d'Investissement à Capital Risque	TINV
Leasing	
Amen Lease	ALS
Arab Tunisian Lease	ATL
Compagnie Internationale de Leasing	CIL
General Leasing	GL
Tunisie Leasing	TLS
Tourisme	
Palm Beach Hotels Tunisia	PALMB
Transport	
Tunisair	TAIR
Sotrapil	STPIL

1-5- Avantages de la cotation en bourse

1-5-1- Avantage fiscal pour les sociétés cotées en bourse

L'article 1 de la loi 99-92 du 17 août 1999, relatif à la relance du marché financier indique que le taux de l'impôt sur les sociétés est réduit à 20% pour les sociétés qui procèdent à l'admission de

leurs actions ordinaires à la cote de la bourse à condition que le taux d'ouverture du capital au public soit au moins égal à 30%, pendant cinq ans, à partir de l'année d'admission. Cette réduction est accordée aux sociétés dont l'admission à la cote de la bourse intervient dans un délai de trois ans à compter du premier février 1999.

D'autre part, les sociétés dont les actions sont admises à la cote de la bourse avant le premier février 1999, et dont le taux d'ouverture de leur capital au public est inférieur à 30%, bénéficient de la réduction prévue par l'article premier de la présente loi lorsqu'elles procèdent à l'ouverture de leur capital à un taux additionnel au moins égal à 20% sans que le taux d'ouverture global ne soit inférieur à 30%, et ce, pendant cinq ans à compter de l'année de l'ouverture additionnelle de leur capital. Cette réduction est accordée aux sociétés dont l'ouverture additionnelle du capital intervient dans un délai de trois ans à partir du premier février 1999.

1-5-2- Les opportunités d'une introduction en bourse

L'élargissement du cercle des actionnaires de l'entreprise par son introduction en bourse permet une meilleure répartition des risques et une diversification des sources de financement grâce à une panoplie de produits financiers répondant aux divers besoins de l'entreprise sans pour autant perdre le contrôle de l'affaire.

La bourse et le marché financier, en général, offrent l'opportunité de lever des capitaux sous forme de fonds propres ou d'emprunts à des conditions plus avantageuses en comparaison avec les sources classiques de financement, du point de vue taux d'intérêt et durée. Ceci permet le renforcement des fonds propres, la réduction des frais financiers de l'entreprise ainsi que l'augmentation de sa rentabilité et l'accroissement sa compétitivité.

D'autre part, l'entreprise cotée en bourse verra rapidement son image et sa crédibilité s'affirmer auprès des banquiers, des fournisseurs et des clients. Le capital social suffisamment diffusé auprès d'un large public permet à la société de s'assurer une clientèle potentielle importante.

1-5-3- La bourse : facteur de pérennité de l'entreprise

L'introduction en bourse évite à la société tout éclatement ou dissolution suite au départ de l'un de ses actionnaires majoritaires ou bien dans certains cas de successions. Elle facilite, aussi, l'entrée de nouveaux actionnaires dont la société pourrait avoir besoin au cours de son développement. Ces derniers pourront par la suite sortir à leur guise par le biais de la bourse.

Enfin, le contrôle de la société peut être sauvegardé grâce à une diffusion d'une part limitée du capital ou le recours à des

produits financiers adéquats (certificats d'investissement et actions à dividendes prioritaires sans droit de vote). Dans ce contexte et pour accéder à la bourse, la société d'assurance la CARTE a augmenté son capital par l'émission de certificats d'investissement, tandis que la BTEI l'a fait par un recours à l'émission d'actions à dividendes prioritaire sans droit de vote.

1-6- Les intermédiaires en bourse

Les intermédiaires en bourse sont les agents chargés, à l'exclusion de toute autre personne, de la négociation et de l'enregistrement des valeurs mobilières à la BVMT. Ils peuvent, en outre, accomplir les opérations qui sont en relation avec ces missions. L'activité d'intermédiaire en bourse doit être exercée à titre permanent. Elle est incompatible avec toute autre activité exercée à titre professionnel.

Les intermédiaires en bourse peuvent, dans les conditions qui sont fixées par décret portant statut des intermédiaires en bourse, se livrer aux

activités suivantes:

- Le conseil et le démarchage financier.
- La gestion des portefeuilles individuels ou collectifs.
- Le placement des valeurs mobilières.
- La garantie de bonne fin des émissions.
- L'assistance des entreprises lors des introductions en bourse.

- Les intermédiaires en bourse sont actuellement au nombre de 26 dont 25 personnes morales et une personne physique.

1-7- Les organismes de placement collectif en valeurs mobilières (OPCVM)

Les organismes de placement collectif en valeurs mobilières (OPCVM) ou formules collectives de placement (FCP) offrent aux investisseurs un placement à moyen ou long terme tout en bénéficiant, en plus des avantages liés à la diversification du risque avec le minimum de mise et à la technicité des professionnels, de l'avantage de la liquidité et de la transparence fiscale totale. Ils gèrent des portefeuilles collectifs de valeurs mobilières pour le compte d'une clientèle de particuliers ou d'institutionnels.

On distingue quatre types de sociétés :

1-7-1- Les sociétés d'investissement à capital variable (SICAV)

Les sociétés d'investissement à capital variable ont pour objectif la gestion d'un portefeuille de valeurs mobilières. L'actif des sociétés d'investissement à capital variable doit être composé de façon constante de valeurs mobilières ayant fait l'objet d'une émission publique ou cotées en bourse, de titres émis ou garantis par l'état et de fonds en dépôt.

Leur capital minimum à la souscription est de 300 000 dinars, par la suite il est variable en fonction des nouvelles souscriptions (achat d'actions SICAV par des personnes physiques ou morales) et des rachats (vente des actions SICAV par des personnes physiques ou morales).

Les actions SICAV sont représentatives de portefeuilles de placements collectifs en bourse, gérés par les professionnels du marché. Ces produits sont proposés par la majorité des banques de la place ainsi que par les intermédiaires en bourse. La valeur liquidative d'une action SICAV est la valeur du portefeuille divisée par le nombre d'actions SICAV souscrites et est évaluée pour chaque séance à la bourse.

Les actions SICAV sont par ailleurs des produits non négociables en bourse, achetés et revendus exclusivement et à tout moment par l'établissement ou banque émettrice. On distingue les SICAV mixtes dont les portefeuilles sont constitués de titres de capital et de titres de créances et les SICAV obligataires où ne figurent que des titres de créances.

1-7-2- Les fonds communs de placement (FCP)

Les fonds communs de placement (FCP) ont le même objectif de gestion que les SICAV, mais leur forme juridique est différente car les FCP ne sont pas des sociétés mais des co-

propriétés, les investisseurs étant des porteurs de parts et non des actionnaires.

Les FCP disposent d'une structure de fonctionnement très souple (ni assemblée, ni conseil d'administration, ni conseil de personnel). La gestion est confiée à un gérant, et la conservation des fonds et des titres revenant aux copropriétaires du fonds est confiée à un dépositaire.

Sur le plan fiscal, les porteurs de parts FCP sont avantagés dans la mesure où les plus-values réalisées par le fonds ne sont pas imposables et où les dividendes du portefeuille du fonds sont exonérés de tout impôt. Seuls les autres revenus du fonds sont imposables.

1-7-3- Les sociétés d'investissement à capital fixe (SICAF)

Les sociétés d'investissement à capital fixe ont pour objet la gestion, au moyen de l'utilisation de leurs fonds propres, d'un portefeuille de valeurs mobilières.

Elles sont également autorisées à effectuer les opérations connexes et compatibles avec cet objet. Leur capital minimum est de 500 000 dinars.

1-7-4- Les sociétés d'investissement à capital risque (SICAR)

Les sociétés d'investissement à capital risque ont pour objet la participation, pour leur propre compte ou pour le compte des tiers, au renforcement des fonds propres des entreprises et

notamment des entreprises promues par les nouveaux promoteurs. Tel que défini par le code d'incitation aux investissements ainsi que les entreprises implantées dans les zones de développement régional, comme fixé par ledit code. Aussi les entreprises qui sont objet d'opérations de mise à niveau ou rencontrant des difficultés économiques et bénéficiant de mesures de redressement conformément à la législation en vigueur. Il faut inclure aussi les entreprises qui réalisent des investissements permettant de promouvoir et maîtriser la technologie et d'innover dans tous les secteurs économiques.

Les sociétés d'investissement à capital risque sont également autorisées à effectuer les opérations connexes et compatibles avec leur objet, après autorisation du conseil du marché financier. Le capital minimum libéré des sociétés d'investissement à capital risque est de 500 mille dinars.

A la différence des autres OPCVM, les sociétés d'investissement à capital fixe (SICAF) et les sociétés d'investissement à capital risque (SICAR) sont des structures de gestion de portefeuille avec des objectifs de participation, de contrôle et de capitalisation, mais n'offrent pas la possibilité de rachat des actions émises.

1-8- Les indices

Sur la base du rapport du comité de réflexion sur l'indice

boursier, composé des représentants du ministère des finances, du conseil du marché financier, de la banque centrale de Tunisie, de l'institut national des statistiques, de l'institut d'économie quantitative et de l'association des intermédiaires en bourse, la bourse a procédé à partir du 1^{er} avril 1998 au lancement d'un indice de capitalisation et à l'ajustement de l'indice BVMT. L'échantillon qui compose le nouvel indice de référence de la bourse de Tunis appelé TUNINDEX, ainsi que l'indice BVMT, est ouvert aux valeurs admises pour leurs actions ordinaires, à l'exclusion des sociétés d'investissement, et aux valeurs dont la période de séjour, à l'un des marchés de la cote, est d'au moins 6 mois. De même, le cours qui sert à la détermination des indices précités est soit le cours de clôture soit le dernier seuil de réservation franchi.

1-8-1- Indice TUNINDEX

Ce nouvel indice de référence de la bourse de Tunis a été publié, à partir du 1^{er} avril 1998, avec une base égale à 1000 le 31 décembre 1997.

A titre d'exemple les valeurs retenues pour l'année 2001 pour figurer dans l'indice TUNINDEX sont les suivants:

SFBT, TUNISAIR, BS, BIAT, BH, TL, BT, UBCI, STB, BNA, CIL, ATL, EL MAZRAA, SOTETEL, MONOPRIX, AMS, SPCD, AL, MTR, PALMB, ASTREE, ICF, TLAIT, AB, ATB,

STIL, ALKIMIA, UIB, SIMPAR, ALS, STAR, SOTUVER.

1-8-2- Indice BVMT

L'indice BVMT a été ajusté à partir du 1^{er} avril 1998, avec comme nouvelle base, la valeur de l'indice BVMT au 31 mars 1998.

La base est ajustée lors de toute opération sur titres (opération sur le capital ou paiement de dividende) et d'une façon générale lors de toute modification de l'échantillon.

Chaque année, les valeurs de la cote admises pour leurs actions ordinaires, à l'exclusion des sociétés d'investissement, sont rangées par ordre décroissant de leur fréquence de cotation. Seules les valeurs dont la fréquence de cotation est supérieure ou égale à 60% seront retenues.

2- Rendement et risque

L'aversion au risque des investisseurs implique une relation positive entre le rendement et le risque d'un titre ou d'un portefeuille. Les investisseurs exigeront un rendement plus élevé d'un portefeuille plus risqué. Le rendement ne peut donc être utilisé seul, comme mesure de performance. En effet, un portefeuille dont le rendement est élevé peut tout de même afficher une mauvaise performance en regard du risque qu'il représente.

Cette relation rendement-risque constitue la base des mesures

traditionnelles de performance. L'objet de ces mesures est de caractériser la performance d'un portefeuille ou de son gestionnaire par un seul paramètre tenant compte à la fois du rendement et du risque.

2-1- Rentabilité des actions, des portefeuilles et des marchés.

2-1-1- Rentabilité des actions

Le taux de rentabilité d'une action, au cours de la période t , est défini par:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1} + D_t}{P_{t-1}} \quad (1.2.1)$$

où P_t : le cours de l'action à la fin de la période t .

P_{t-1} : le cours de l'action à la fin de la période $t-1$

D_t : le dividende payé au cours de la période t .

Ce taux mesure le taux de croissance du capital investi dans l'action considérée, au cours de période t .

la relation (1.2.1) Peut également s'écrire :

$$1 + R_t = \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} \quad (1.2.2)$$

La composition des intérêts au capital sur la période est quotidienne, en notant n le nombre de compositions des intérêts au capital ($n = 1$ dans les relation, (1.2.1) et (1.2.2), on aura :

$$\begin{aligned} \left(1 + \frac{R_t}{n}\right)^n &= \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} \\ e^{R_t} &= \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} \\ R_t &= \text{Log}\left(\frac{P_t + D_t}{P_{t-1}}\right) \end{aligned} \quad (1.2.3)$$

où R_t est le taux composé continu de la séance t mesuré à partir du cours de clôture.

Il faut signaler que le taux de rendement doit être ajusté lors d'un échange de titres anciens contre de nouveaux ou lorsqu'il s'agit d'attribution gratuite ou d'émission de nouvelles actions.

Dans le cas d'un échange de titres anciens contre des nouveaux, l'ajustement du calcul de la rentabilité relatif à la période t au cours de laquelle intervient cette opération se fait comme suit :

$$R_{at} = \frac{N_t P'_t - N_{t-1} P_{t-1} + N_{t-1} D_t}{N_{t-1} P_{t-1}} \quad (1.2.4)$$

où P_{t-1} : le cours de l'action ancienne à la fin de la période $t-1$.

P'_t : le cours de l'action nouvelle à la fin de la période t .

N_{t-1} : le nombre de titres qu'il faut avoir avant l'opération de capital considérée pour en détenir N_t après qu'elle soit intervenue ($N_t - N_{t-1}$ étant le nombre d'actions nouvelles).

D_t : le dividende éventuellement payé au cours de la période t

R_{at} : taux de rentabilité ajusté.

Dans le cas d'une attribution gratuite ou d'une augmentation de capital, les nouveaux titres acquis par l'actionnaire sont semblables à ceux qu'il détenait avant l'opération. Si les nouveaux titres ont les mêmes droits que les anciens quant à la perception du prochain dividende, la rentabilité ajustée se calculera comme suit :

$$R_{at} = \frac{N_t P_t - N_{t-1} P_{t-1} + N_{t-1} D_t}{N_{t-1} P_{T-1}} \quad (1.2.5)$$

pour une attribution gratuite, et :

$$R_{at} = \frac{N_t P_T - N_{t-1} P_{t-1} - (N_t - N_{t-1}) S_t + N_{t-1} D_t}{N_{t-1} P_{T-1}} \quad (1.2.6)$$

pour une augmentation de capital, S_t étant le prix de souscription des actions nouvelles.

Si les nouvelles actions ne donnent droit qu'à une fraction du prochain dividende, leur valeur sera inférieure à celles des actions anciennes et elles feront l'objet d'une cotation séparée jusqu'au paiement du prochain dividende. Si les actions nouvelles étaient cotées dès la fin de la période t , et si on appelle P'_t leurs cours, il suffit de remplacer $N_t P_t$ par

$N_{t-1}P_t + (N_t - N_{t-1})P_t'$ dans les relations (1.2.5) et (1.2.6) pour calculer la rentabilité ajustée.

En fait, les actions nouvelles ne seront cotées que plusieurs mois après leur émission et il ne sera guère possible de disposer de P_t' si on calcule les rentabilités sur base journalière, hebdomadaire ou encore mensuelle. Si tel est le cas, deux solutions peuvent être envisagées. La première consiste à supposer que les actions nouvelles ont des droits identiques à ceux des anciennes, mais on surestime alors considérablement le taux de rentabilité recherché. La seconde considère qu'au lieu d'être exercés, les droits de souscription, en cas d'augmentation de capital et d'attribution gratuite, seront négociés en bourse.

Si on appelle DR_t le montant obtenu par la vente du droit, au cours de la période t , le taux de rentabilité ajusté relatif à cette période pourra être calculé de la manière suivante :

$$R_{at} = \frac{P_t - P_{t-1} + DR_t + D_t}{P_{t-1}} \quad (1.2.7)$$

Si les taux de rentabilité sont calculés sur base mensuelle et si on veut apprécier la performance d'une action sur une période plus longue (par exemple une période de T mois), il faudra calculer la rentabilité moyenne de cette action sur la période considérée.

La moyenne arithmétique des rentabilités, pour la période de T mois considérée :

$$\bar{R} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t \quad (1.2.8)$$

représente la moyenne des rentabilités mensuelles. Quant à la moyenne géométrique :

$$M_G = \left[\prod_{t=1}^T (1 + R_t) \right]^{\frac{1}{T}} - 1 \quad (1.2.9)$$

elle mesure le taux de croissance du capital investi dans l'action pendant les T mois considérés, lorsque tous les revenus intermédiaires sont réinvestis. Contrairement à la moyenne arithmétique, la moyenne géométrique tient compte du capital sur lequel portent les rentabilités et ce n'est que dans le cas où toutes les rentabilités seraient égales que leurs moyennes arithmétique et géométrique seraient identiques.

Dans tous les autres cas, la moyenne arithmétique sera supérieure à la moyenne géométrique et la différence entre ces deux moyennes sera d'autant plus élevée que les fluctuations de R_t seront importantes.

2-1-2- Rentabilité d'un portefeuille

La rentabilité d'un portefeuille au cours d'une période t, $R_{p,t}$, est la moyenne pondérée des rentabilités enregistrées par les

différents titres qu'il comprend. Les facteurs de pondérations sont les proportions du portefeuille investies dans les différents titres j , proportions que nous appellerons X_j . On a donc :

$$R_{p,t} = \sum_{j=1}^N X_j R_{j,t} \quad (1.2.10)$$

où N : le nombre de titres inclus dans le portefeuille.

$R_{j,t}$: rentabilité du titre j au cours d'une période t .

On peut évidemment calculer aussi la rentabilité d'un portefeuille au cours de la période t , de la manière suivante:

$$R_{p,t} = \frac{V_t - V_{t-1}}{V_{t-1}} \quad (1.2.11)$$

où V_t : valeur du portefeuille à la fin de la période t .

V_{t-1} : valeur du portefeuille à la fin de la période $t-1$.

2-1-3- Rentabilité du marché

La rentabilité du marché au cours de la période t , $R_{m,t}$, peut être

définie comme suit : $R_{m,t} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$ (1.2.12)

où I_t : la valeur de l'indice du marché à la période t

I_{t-1} : La valeur de l'indice du marché à la période $t-1$

2-1-4- Distributions des taux de rentabilité

L'identification de la distribution des taux de rentabilité est une question particulièrement importante. De la nature de cette

distribution dépend en effet la manière dont il convient de mesurer le risque des actifs concernés.

Bachelier [1900] et plusieurs autres auteurs, au début de ce siècle, ont supposé que cette distribution est normale quelle que soit la longueur de la période de calcul des rendements.

Pour justifier cette normalité, Osborne [1959] a fourni une argumentation qui repose sur le théorème "central limite". Il dit que si les marchés sont efficaces, les variations des logarithmes des prix, c'est à dire en fin de compte les taux de rentabilité de transaction en transaction, devraient être aléatoires. D'autre part, ajoute-t-il, on peut s'attendre à ce que ces variations soient identiquement distribuées. Dès lors, les taux de rentabilité devraient être normalement distribués s'ils sont relatifs à des périodes suffisamment longues pour toucher un grand nombre de transactions.

Mandelbrot [1963] a montré que la distribution des taux de rentabilité s'écarte de la loi normale par un trop grand nombre d'observations autour de la tendance centrale de la distribution et à ses extrémités, expliquant ce phénomène par le fait que de nombreuses variations de prix correspondent à une absence d'information nouvelle ou à des informations de faible contenu tandis qu'un petit nombre de fluctuations sont consécutives à des nouvelles très importantes.

Analysant les taux de rentabilité journaliers des 30 titres du Dow Jones au cours de la période 1957-1962, Fama [1965] a constaté que leurs distributions s'écartent de la loi normale de la manière indiquée par Mandelbrot et qu'elles appartiennent en fait à la famille des distributions symétriques stables paréliennes à coefficient caractéristique inférieur à 2.

Blatterbery et Gonedes [1974] ont constaté que les distributions des taux de rentabilité des titres du Dow Jones s'approchent de la normalité quand ils sont calculés sur des périodes hebdomadaires. Travaillant, cette fois, avec les taux de rentabilité mensuels des titres du Dow Jones, Fama [1976] s'est aperçu que leurs distributions se rapprochent de la loi normale.

De ce fait, le problème de normalité s'avère le plus souvent rencontré dans la pratique et plus précisément dans les études empiriques financières. Ainsi, on se demande toujours si les rentabilités suivent une loi normale. Pour ce faire, il existe de nombreux tests de normalité. On peut citer les tests non paramétriques de Kolmogorov-Smirnov et le test des moments donnés par les coefficients de symétrie et d'aplatissement. Ce dernier test est le plus utilisé dans la pratique par rapport aux autres pour sa simplicité. Il n'est pas nécessaire, en effet, de calculer la fonction de la loi normale comme dans le cas de Kolmogorov-Smirnov. Ce test est connu aussi par les

coefficients de Skewness (symétrie) et Kurtosis (aplatissement).

Le premier est noté $\sqrt{b_1} = \frac{\mu_3}{s^3}$ et le second par $b_2 = \frac{\mu_4}{s^4}$ où

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^i \cdot$$

Pour la loi normale centrée réduite, la valeur théorique de ces coefficients est de 0 pour le Skewness et de 3 pour le Kurtosis.

Leur distribution asymptotique est normale:

$$\sqrt{\frac{T}{6}} \sqrt{b_1} \rightarrow N(0,1) \quad \text{et} \quad \sqrt{\frac{T}{24}} (b_2 - 3) \rightarrow N(0,1)$$

Le test joint de Jarque-Bera à partir de ces deux coefficients, a une distribution de χ^2 à deux degrés de liberté grâce à la propriété d'indépendance de deux termes normaux centrés réduits ci-dessus

$$(\text{Pagan et Hall [1983]}) : \lambda = \frac{T}{6} b_1 + \frac{T}{24} (b_2 - 3)^2 \rightarrow \chi^2.$$

2-1-5- Test de normalité: application à la BVMT

Comme il a été signalé au paragraphe (2-1-4), plusieurs tests ont été faits sur la normalité des rendements des investissements en portefeuille. Cependant, plusieurs critiques ont été adressées à cette hypothèse, dont notamment celles faites par Kendall [1953], Moor [1962], Cochrane [1964] et Lintner [1973]. En est-il de même pour le marché tunisien? Pour ce faire nous allons

effectuer une étude sur le marché tunisien où nous appliquerons le test utilisant les moments empiriques aux rendements journaliers moyens par an des différents titres.

Il s'agit donc de comparer le niveau de symétrie et d'aplatissement d'une distribution empirique avec celui de la distribution normale.

Champernowne [1969] a montré que, dans le cas d'un échantillon de taille T , la distribution en question peut être ajustée à une distribution normale si le coefficient de Skewenes est inférieur en valeur absolue à $\frac{4,8}{\sqrt{T}}$ ou que le coefficient de

Kurtosis appartient à l'intervalle $\left[3 - \frac{9,6}{\sqrt{T}}, 3 + \frac{9,6}{\sqrt{T}}\right]$.

Notre étude s'est basée sur l'ensemble des 49 titres de la cote permanente de la BVMT comme le montre le tableau (1.2.1) et ce, sur une période allant de janvier 1991 à août 2000. Le nombre d'observations varie d'un titre à un autre car les sociétés sont introduites à la bourse à des dates différentes.

Les résultats obtenus indiquent que seulement 6 titres sur 49 ont des rendements qui suivent une loi normale. En effet, les b_1 de ces 6 titres sont en valeur absolue inférieurs à $c = \frac{4,8}{\sqrt{T}}$ et les b_2

appartiennent à l'intervalle $I = \left[3 - \frac{9,6}{\sqrt{T}}, 3 + \frac{9,6}{\sqrt{T}}\right]$. Notons que la

valeur 4,8 n'est autre que $1,96\sqrt{6}$ et la valeur 9,6 est celle de $1,96\sqrt{24}$.

Titres	n	$\frac{4,8}{\sqrt{T}}$	$3 - \frac{9,6}{\sqrt{T}}$	$3 + \frac{9,6}{\sqrt{T}}$	Skewne	kurtosis	$ \text{Sk} \leq c$	Ku \in I	JarqueBera	concl
Air liqu	116	0.446	2.109	3.891	1.613	9.055	non	non	227.476	non
Alkimia	49	0.686	1.628	4.371	-0.219	2.822	oui	oui	0.456	oui
Abank	79	0.540	1.919	4.080	0.285	7.759	oui	non	75.632	non
Amlease	32	0.848	1.303	4.697	1.731	5.572	non	non	24.804	non
AMS	69	0.578	1.844	4.156	0.785	5.127	non	non	20.098	non
Astree	106	0.466	2.067	3.932	-1.741	12.316	non	non	432.759	non
ATB	116	0.446	2.109	3.891	-1.712	19.242	non	non	1331.61	non
ATL	33	0.835	1.329	4.671	1.139	3.935	non	oui	8.337	non
Batam	14	1.283	0.434	5.566	1.439	3.601	non	oui	5.044	non
BDET	116	0.446	2.109	3.891	9.583	101.451	non	non	48623.30	non
BH	86	0.518	1.965	4.035	0.662	3.674	non	oui	7.905	non
BIAT	116	0.446	2.109	3.891	0.381	6.953	oui	non	78.333	non
BNA	116	0.446	2.109	3.891	4.079	28.228	non	non	3397.968	non
BNDT	116	0.446	2.109	3.891	-1.575	18.286	non	non	1177.283	non
BS	116	0.446	2.109	3.891	-2.193	16.425	non	non	964.085	non
BT	116	0.446	2.109	3.891	0.414	5.617	oui	non	36.416	non
BTEI	60	0.619	1.761	4.239	0.502	5.980	oui	non	24.722	non
Carte	56	0.641	1.717	4.283	5.201	28.749	non	non	1799.632	non
CIL	44	0.724	1.553	4.447	1.179	5.675	non	non	23.312	non
CNT	24	0.979	1.040	4.959	-0.817	6.965	oui	non	18.385	non
GLea	14	1.283	0.434	5.566	0.841	3.473	oui	oui	1.781	oui
ICF	88	0.512	1.977	4.023	-0.228	6.504	oui	non	45.781	non
Moteur	113	0.451	2.097	3.903	5.759	55.561	non	non	13632.17	non
Mazraa	27	0.924	1.152	4.847	0.174	3.756	oui	oui	0.779	oui
MGénl	34	0.823	1.354	4.646	1.314	5.101	non	non	16.043	non
Monop	65	0.595	1.809	4.191	7.853	62.792	non	non	10350.57	non
PBHT	69	0.578	1.844	4.156	-3.148	21.702	non	non	1119.551	non
PT	115	0.448	2.105	3.895	-1.029	14.383	non	non	641.227	non

Titres	n	$\frac{4.8}{\sqrt{T}}$	$3 - \frac{9.6}{\sqrt{T}}$	$3 + \frac{9.6}{\sqrt{T}}$	Skewne	kurtosis	$ Sk \leq c$	Ku $\in I$	Jar- Bera	Déc
SFBT	99	0.482	2.035	3.965	0.048	5.289	oui	non	21.666	non
Siame	13	1.331	0.337	5.663	3.123	10.872	non	non	54.696	non
Simpa	44	0.724	1.553	4.447	0.239	6.720	oui	non	25.791	non
Sitex	67	0.586	1.827	4.173	-0.751	4.776	non	non	15.112	non
Sofi	51	0.672	1.656	4.344	-3.527	18.102	non	non	590.34	non
Sotete	27	0.924	1.153	4.847	0.720	2.602	oui	oui	2.514	oui
Sotum	17	1.164	0.672	5.328	1.711	6.471	non	non	16.831	non
Sotuv	20	1.073	0.853	5.147	-0.476	2.436	oui	oui	1.022	oui
SPCD	54	0.653	1.694	4.306	-6.872	49.439	non	non	5277.5	non
SPDI	58	0.630	1.739	4.261	-6.476	47.767	non	non	5248.61	non
STAR	37	0.789	1.422	4.578	-0.207	8.318	oui	non	43.873	non
STB	116	0.446	2.109	3.891	0.532	7.728	non	non	113.535	non
STIL	104	0.471	2.059	3.941	-3.377	20.166	non	non	1474.67	non
STS	33	0.836	1.329	4.671	-0.315	5.162	oui	non	6.973	non
Tlait	88	0.512	1.977	4.023	3.012	27.839	non	non	2395.29	non
TLeas	102	0.475	2.049	3.951	-1.670	14.627	non	non	621.934	non
Tramc	19	1.101	0.798	5.202	-0.061	2.034	oui	oui	0.750	oui
Tuninv	64	0.600	1.800	4.200	1.990	17.587	non	non	609.677	non
Tunair	62	0.609	1.781	4.219	2.429	11.747	non	non	258.631	non
UBCI	116	0.446	2.109	3.891	-1.499	12.361	non	non	466.969	non
UIB	61	0.615	1.771	4.229	2.060	9.294	non	non	143.847	non

Tableau (1.2.1) : Test de normalité

Ce résultat a été confirmé par le test joint de Jarque-Bera. Donc l'hypothèse de normalité des rendements des actions sur le marché tunisien est à rejeter étant donné que la normalité ne représente que 12.24 % de l'ensemble des titres cotés.

2-2 - Mesures de risque

2-2-1- Mesures historiques

Si on veut apprécier la performance d'une action, sur un horizon de T périodes, on ne peut se limiter au calcul de la rentabilité moyenne par période. Il faut également tenir compte des variations des rentabilités par période autour de leur moyenne. On utilisera généralement l'écart type ou la variance des rentabilités par période pour mesurer l'ampleur de ces variations. Ainsi la variance des taux de rentabilité par période est calculée comme suit :

$$\sigma_{R_i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_{i,t} - \bar{R}_i)^2 \quad (1.2.13)$$

$R_{i,t}$: La rentabilité de l'action i au cours de la période t ;

\bar{R}_i : La moyenne arithmétique des taux de rentabilité périodiques.

Si on veut apprécier le lien qui a existé dans le passé entre les fluctuations des taux de rentabilité de deux actions i et j, il faut recourir aux concepts de covariance ou de corrélation.

La covariance entre les taux de rentabilité des actions i et j se calculera comme suit :

$$\text{Cov}(R_i, R_j) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_{i,t} - \bar{R}_i)(R_{j,t} - \bar{R}_j) \quad (1.2.14)$$

Pour comparer l'intensité du lien qui existe entre les fluctuations des taux de rentabilité de différents couples de titres, on utilisera le coefficient de corrélation:

$$\rho_{ij} = \rho(R_i, R_j) = \frac{\text{Cov}(R_i, R_j)}{\sigma_{R_i} \sigma_{R_j}} \quad (1.2.15)$$

Un coefficient de corrélation positif indique que le taux de rentabilité des actifs i et j ont tendance à évoluer dans le même sens. Le coefficient de corrélation se rapproche d'autant plus de 1 que les variations des taux de rentabilité des deux actifs deviennent proportionnelles. L'interprétation est évidemment à l'opposé de ce qui précède lorsque le coefficient de corrélation s'avère négatif.

Enfin, une corrélation nulle indique l'absence de relation entre les rentabilités des actifs considérés.

2-2-2- Lien entre les performances d'un portefeuille et celles des titres qui le composent

La relation (1.2.10) montre que la rentabilité d'un portefeuille

peut être considérée comme une somme pondérée de variables aléatoires et son espérance et sa variance peuvent être calculées comme suit :

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i E(R_i) \quad (1.2.16)$$

$$V(R_p) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \text{Cov}(R_i, R_j) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \sigma_{R_i} \sigma_{R_j} \rho_{ij} \quad (1.2.17)$$

2-2-3- Risque total d'un titre

La variance de la rentabilité d'un portefeuille P peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 = & X_1 [X_1 \sigma_{11} + \dots + X_i \sigma_{i1} + \dots + X_N \sigma_{1N}] \\ & \vdots \\ & + X_i [X_1 \sigma_{i1} + \dots + X_i \sigma_{ii} + \dots + X_N \sigma_{iN}] \\ & \vdots \\ & X_N [X_1 \sigma_{N1} + \dots + X_i \sigma_{Ni} + \dots + X_N \sigma_{NN}] \end{aligned} \quad (1.2.18)$$

L'expression $[X_1 \sigma_{i1} + \dots + X_i \sigma_{ii} + \dots + X_N \sigma_{iN}]$ constitue le risque total du titre i dans le portefeuille P.

La variance de la rentabilité du portefeuille est donc égale à la moyenne pondérée du risque total des différents titres qui le composent, les facteurs de pondération étant les proportions du portefeuille investies dans ces titres.

Dans le risque total du titre i, on peut distinguer 2 éléments:

$X_i \sigma_{ii}$ est propre au titre i .

$\sum_{j=1}^N X_j \sigma_{ij}, i \neq j$ est fonction des covariances que le titre i présente

avec les autres titres du portefeuille et de sa structure.

2-2-4- Risque relatif

Pour caractériser le risque que présente un titre à l'intérieur d'un portefeuille, on utilisera le risque relatif qui est défini comme étant le rapport qui existe entre le risque total que présente le titre i dans le portefeuille et le risque de ce dernier, et on le calcule comme suit :

$$R_{ri} = \frac{\sum_{j=1}^N X_j \sigma_{ij}}{\sigma_p^2} = \frac{\sigma_{ip}}{\sigma_p^2} \quad (1.2.19)$$

Ce risque relatif mesure l'importance du risque du titre i par rapport au risque du titre moyen du portefeuille.

2-2-5- Risque systématique

Si le portefeuille P est bien diversifié, $\sigma_p^2 \rightarrow \sigma_M^2$ et $\sigma_{ip} \rightarrow \sigma_{iM}$. σ_M^2 et σ_{iM} représentent respectivement la variance de rentabilité du marché et la covariance de cette rentabilité avec le titre i . Ainsi :

$$R_{ri} = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} \quad (1.2.20)$$

constitue la mesure du risque systématique du titre i ou β_i qui mesure la volatilité de la rentabilité de ce titre par rapport à celui du marché. Cette notion vient du fait qu'il existe une part de risque dans chaque titre, qui est expliquée par les mouvements du marché et qui ne peut pas être réduite par la diversification. Ainsi, lorsque le marché est orienté à la hausse, la plupart des titres sont aussi orientés à la hausse mais plus ou moins selon leur rentabilité aux mouvements du marché. Dans un marché en hausse de 12%, un titre avec un bêta de 1 a tendance à suivre la hausse du marché dans la même proportion, c'est à dire 12%. Un titre avec un bêta de 0.5, a, en revanche, tendance à des fluctuations plus faibles de moitié et son espérance de rentabilité supplémentaire n'est que de 6%. Suivant la même logique, un titre avec un bêta de 1.5 amplifie les fluctuations du marché et sa rentabilité espérée augmente alors de 18%.

3- Théorie de la décision en avenir incertain

3-1-Modèle de l'utilité espérée

En exposant le fameux problème connu sous le nom de « paradoxe de Petersburg », Daniel Bernouilli [1938] a montré que le comportement d'un agent économique averse au risque

est caractérisé par un équivalent certain (le plus faible montant de revenu certain auquel le joueur serait d'accord de céder son droit de participation au jeu). Ce paradoxe examiné par N. Bernouilli [1713] vint remettre en cause la validité de l'espérance mathématique : L'opportunité de participer à un jeu dans l'espérance mathématique de gain était infinie ne suscitait aucun désir de participation dès lors que le prix de son accès dépassait une somme modique. Le jeu était le suivant : Une pièce de monnaie est lancée jusqu'à ce qu'elle tombe sur pile. Lorsque pile sort, au $k^{\text{ième}}$ jet, le joueur empoche 2^k ducats. La probabilité que pile sorte au $k^{\text{ième}}$ jet ($k \in \mathbb{N}^*$) est $(\frac{1}{2})^k$. Ce jeu est une loterie offrant un nombre infini de résultats et dont l'espérance mathématique de gain est : $\frac{1}{2}.2 + \frac{1}{4}.4 + \dots = 1 + 1 + \dots = +\infty$.

L'attitude vis à vis du risque de l'agent économique détermine sa fonction d'utilité. De ce fait, D. Bernouilli [1738], cousin de N. Bernouilli, a proposé de remplacer le critère de l'espérance mathématique par celui de l'utilité espérée définie sur les gains monétaires, et caractérisée par une décroissance de sa dérivée première. La fonction proposée était $u(x) = \beta \log\left(1 + \frac{x}{\alpha}\right)$ avec $\alpha, \beta > 0$.

Cramer, un contemporain de Bernouilli, est arrivé à une solution proche de celle élaborée par ce dernier en utilisant une autre fonction d'utilité de la richesse : $u(x)=\sqrt{x}$ qui postule, comme la précédente, une décroissance de l'utilité marginale de la richesse.

Et ce n'est qu'en 1947, avec l'ouvrage de Von Neumann et Morgenstern (VNM) qu'une théorie de l'utilité a été définie.

Le théorème de l'utilité espérée affirme que, confronté à un ensemble de lignes d'actions aux résultats aléatoires ou, de manière plus générale, à un ensemble de loteries, un individu choisira celle dont l'utilité espérée est la plus élevée, pour autant que son comportement respecte cinq axiomes : la comparabilité, la transitivité, l'indépendance forte, la continuité et la dominance. La réunion de ces cinq axiomes a permis d'énoncer le résultat suivant:

Théorème: *Pour toute relation de préférence qui est définie sur un espace probabilisé Ω et qui satisfait les cinq axiomes, il existe une fonction d'utilité U définie sur Ω et à valeurs dans \mathfrak{R} telle que :*

1/ $p \succ q$ si et seulement si $U(p) \geq U(q)$

2/ $\forall p, q \in \Omega$ et $\alpha \in [0,1]$,

$$U(\alpha p + (1 - \alpha)q) = \alpha U(p) + (1 - \alpha)U(q)$$

La théorie de l'utilité espérée a pour objectif la description du comportement de l'individu face à des choix en incertitude. Cette théorie possède deux qualités principales : premièrement, elle sépare les croyances sur les sources d'incertitude, représentées par des probabilités sur des événements incertains et de l'utilité pour les gains certains, représentée par une fonction d'utilité sur les conséquences certaines. Deuxièmement, la fonction représentant les préférences est linéaire par rapport aux probabilités.

Ces qualités sont à l'origine du succès du modèle d'espérance d'utilité comme moyen de représenter les préférences d'agents évoluant dans un environnement incertain. Ce modèle reflète-t-il, pour autant, les comportements réels des individus confrontés à des choix dans une telle situation ? Plus précisément, deux questions se posent. Premièrement, est-il raisonnable de supposer que tout individu est capable d'attribuer une unique distribution de probabilité à toute situation d'incertitude ? Deuxièmement, même lorsqu'il existe une distribution de probabilité, l'individu se comporte-t-il conformément au modèle d'espérance d'utilité ?

Les auteurs qui se sont penchés sur le modèle de l'utilité ont montré que les niveaux d'utilité attachés aux différents gains ne font que refléter un ordre de préférence et il faut se garder de

leur donner une quelconque interprétation psychologique ou philosophique. Ainsi, la construction de la courbe d'utilité ne dépend que de la richesse initiale du décideur et de son aversion pour le risque. A souligner que si, le critère de maximisation de l'utilité espérée apporte une réponse théorique au problème de choix en situation d'incertitude, il ne permettra pas de choisir la meilleure possibilité d'investissement que si les caractéristiques de la fonction d'utilité du décideur sont parfaitement identifiées, ce qui n'est pas réalisable dans la pratique. En effet, si l'attitude du décideur respecte les axiomes de VNM, la dérivée première de la fonction d'utilité sera positive et selon Friedman et Savage [1948], la dérivée seconde sera négative pour un décideur averse pour le risque.

D'autres auteurs comme Vickrey [1945], Kaysen [1946,1947] et Friedman & Savage [1948] se demandaient comment le modèle d'espérance d'utilité pouvait rendre compte du comportement de tous ceux qui, à la fois, souscrivaient des polices d'assurance et achetaient des tickets de loteries. En effet, payer une prime d'assurance revient à préférer une petite perte avec certitude (le paiement de la prime) plutôt qu'une grande perte avec faible probabilité.

Au contraire, la participation à des jeux d'argent révèle la préférence pour une petite chance de gagner une grosse somme

combinée à une large chance de perdre une petite somme (le prix du ticket) plutôt qu'une attitude neutre.

La première attitude semble, à leurs yeux, attester l'hypothèse de décroissance de l'utilité marginale, tandis que la seconde semble la contredire. Friedman & Savage [1948] apportent la réponse suivante : la fonction d'utilité est d'abord concave, puis convexe, et à nouveau concave, autorisant ainsi des attitudes jusque là considérées comme contradictoires. Cette discussion sera éclipsée par l'avènement du concept d'indépendance. Implicite dans l'ouvrage de VNM, l'axiome d'indépendance sera explicitement introduit par Marshack [1950]. L'idée consiste à ce que « l'ordre des préférences entre deux loteries ne sera pas modifié si l'on combine ces deux loteries avec une même troisième ». Cette idée est la clef de voûte du modèle d'espérance d'utilité, et c'est l'axiome d'indépendance qui rend la fonction d'utilité linéaire en probabilité. Si elle a été très largement acceptée par la suite, elle n'en n'a pas moins été fortement remise en cause par Maurice Allais [1953], dès son émergence. Il démontre combien l'axiome d'indépendance résiste mal à des expériences simples. Ces expériences seront longtemps qualifiées de « paradoxes », dans la mesure où la violation constatée de l'axiome d'indépendance était interprétée comme une anomalie. Une des interprétations du paradoxe

d'Allais est que les agents préfèrent les situations de certitude aux situations risquées.

Sous la dénomination de « paradoxe d'Allais », on sous-entend une expérimentation aboutissant à cette violation. De ce fait, l'espérance d'utilité ne semble pas en mesure de représenter les préférences d'une majorité d'agents.

Pour conclure, on peut dire que l'hypothèse d'espérance d'utilité laisse une certaine liberté quant aux choix de la fonction d'utilité VNM lors des applications économiques. Il faut simplement que celle-ci soit conforme au comportement de l'individu et reflète son attitude face au risque. Cette notion de risque constitue une hypothèse centrale dans la théorie financière moderne.

3-2-Mesures d'aversion pour le risque

L'aversion à l'égard du risque constitue donc une hypothèse centrale dans la théorie financière moderne. En effet, les investisseurs exigent une rémunération d'autant plus importante que le risque de leurs emplacements financiers est élevé.

Les études montrent qu'un investisseur a de l'aversion pour le risque si et seulement si sa fonction d'utilité VNM est strictement concave. Autrement dit, l'utilité marginale de la richesse doit être décroissante ($u''(.) \leq 0$). Si l'utilité marginale de la richesse est croissante (resp. constante) l'investisseur opte

pour le risque resp. est neutre au risque).

Arrow [1970], Friend et Blume [1975] et Morin et Suarez [1983] ont montré que l'aversion absolue pour le risque décroît lorsque la richesse d'un individu augmente. Quant à Pratt [1964], il a montré que l'aversion relative croît avec la richesse comme conséquence du fait que l'aversion absolue au risque est décroissante en la richesse. Cette hypothèse a été mise en cause par Friend et Blume [1975] qui ont montré que l'aversion relative est plutôt constante.

Dans le même cadre de l'incertitude, Kimball [1990] introduit la notion de prudence, comme étant « la propension qu'ont les individus à s'armer et se préparer pour affronter l'incertitude ». Pour lui, la prudence traduit la façon dont l'incertitude affecte les variables de décision : elle permet d'analyser les problèmes où l'on s'intéresse à l'effet du risque sur l'utilité marginale des agents, et non pas sur leur utilité totale. Leland [1968] et Sandmo [1970] ont étudié la décision d'épargne en incertain. Les résultats montrent que la prudence indique l'intensité du motif d'épargne de précaution : si les revenus futurs sont aléatoires, les individus prudents épargnent davantage pour se prémunir contre les variations de leur consommation future. Ils ont fini par conclure que ce type de comportement est induit par la convexité marginale, c'est à dire qu'il correspond à une

dérivée troisième positive pour la fonction d'utilité VNM ($u'''(.) > 0$). Or la convexité de l'utilité marginale est impliquée par la décroissance de l'indice d'aversion absolue d'Arrow-Pratt. Cette propriété entraîne que la prudence absolue est plus grande que l'aversion absolue. L'analogie entre la mesure d'Arrow-Pratt et celle de Kimball est assez évidente. La première évalue la concavité de la fonction d'utilité, la seconde évalue la convexité de l'utilité marginale. Afin de bien clarifier la différence de nature qui existe entre les deux concepts, Viala et Briys [1995] citent le cas de la fonction d'utilité quadratique qui est représentative d'un comportement d'aversion pour le risque, mais pas d'un comportement prudent : l'utilité marginale est linéaire en la richesse ($u'''(.) = 0$). Par conséquent, si les individus auxquels on associe cette fonction d'utilité achètent de l'assurance, l'incertitude ne les conduit jamais à accroître leur épargne en vue de se protéger des aléas portant sur leur consommation future.

Dans ce cadre, certains auteurs ont suggéré une fonction d'utilité quadratique en remarquant qu'elle décrit correctement le comportement de l'investisseur lorsqu'il est confronté au risque d'un placement en valeurs mobilières. Mais cette hypothèse reste limitée. En effet, si on considère la fonction d'utilité quadratique

suivante: $U(r)=a+br-r^2$ où r est le taux de rentabilité perçu par l'investisseur et a , b et c des constantes avec b et c strictement positifs.

Si une telle fonction peut décrire l'attitude d'un investisseur qui a de l'aversion pour le risque puisque sa dérivée seconde est négative, elle n'est toutefois utilisable que si $r \in \left] -\infty, \frac{b}{2c} \right]$ pour que la dérivée première soit positive. Cette limitation constitue un inconvénient de l'utilisation d'une fonction d'utilité quadratique.

3-2-1-Mesures d'aversion pour le risque au sens d'Arrow-Pratt

Depuis les travaux de Pratt [1964] et Arrow [1965] (et même auparavant), la plupart des économistes ont considéré sans état d'âme que la caractérisation de l'attitude des agents à l'égard du risque relevait des propriétés de la fonction d'utilité.

La définition des coefficients d'aversion pour le risque a séduit la grande majorité des économistes, et ces coefficients gardent encore un grand pouvoir d'attraction.

Pour mesurer le degré d'aversion pour le risque, la littérature financière propose différentes mesures.

3-2-1-1-L'aversion absolue pour le risque

Etant donné un agent maximisateur d'utilité doté d'une richesse

$w \in \mathfrak{R}$, étant donné $u(\cdot)$ sa fonction d'utilité deux fois dérivables, on définit le coefficient d'aversion absolue pour le risque comme

suit:
$$R_a(w) = -\frac{u''(w)}{u'(w)}. \quad (1.3.1)$$

Le coefficient d'aversion absolue mesure l'intensité de l'aversion au risque de l'investisseur au niveau de richesse w .

Arrow [1970], Friend & Blume [1975] et Morin & Suarez [1983] ont montré que l'aversion absolue pour le risque décroît lorsque la richesse d'un individu augmente ($\frac{dR_a(w)}{dw} < 0$). Ils

trouvent que l'aversion absolue pour le risque mesure le rejet que l'individu manifeste à l'égard de l'incertitude lorsque celle-ci se présente sous la forme d'un aléa additif par rapport à sa richesse initiale. Si une loterie est exprimée sous la forme d'un aléa multiplicatif par rapport à la richesse initiale, Pratt [1964] définit le coefficient d'aversion relative pour le risque.

3-2-1-2-L'aversion relative pour le risque

Pratt [1964] définit le coefficient d'aversion relative pour le

risque comme suit :
$$R_r(w) = -w \frac{u''(w)}{u'(w)} = wR_a(w) \quad (1.3.2)$$

De cette définition on déduit que :

$$\frac{dR_r(w)}{dw} = w \frac{dR_a(w)}{dw} + R_a(w). \text{ Or l'aversion absolue pour le}$$

risque est supposée décroissante en la richesse ($\frac{dR_a(w)}{dw} < 0$)

tandis que $R_a(w) > 0$. Ceci montre l'ambiguïté sur le signe

de $\frac{dR_r(w)}{dw}$.

Néanmoins, l'hypothèse la plus communément admise est que l'aversion relative croit avec la richesse, bien que cette hypothèse ait été mise en cause par Friend et Blume [1975] qui ont montré que l'aversion relative serait plutôt constante.

Une troisième mesure a été développée par Menezes & Hanson [1970] et Keeler & Zeckhauser [1970], connue par l'aversion partielle pour le risque.

3-2-1-3-L'aversion partielle pour le risque

En se basant sur le fait que les individus sont généralement confrontés à des loteries multiplicatives qui affectent partiellement leur richesse, Menezes et Hanson ainsi que Keeler et Zeckhauser ont suggéré de décomposer la richesse totale d'un individu de la façon suivante : $w = w_1 + w_2$, où w_2 est la part de la richesse w qui est soumise à l'aléa proportionnel. Ainsi ils définissent l'aversion partielle pour le risque comme suit :

$$R_p = -w_2 \frac{u''(w_1 + w_2)}{u'(w_1 + w_2)} . \quad (1.3.3)$$

Il est facile de remarquer que si $w_1 = 0$, R_r et R_p seront confondus. Ainsi l'aversion relative est ramenée à un cas particulier de l'aversion partielle.

Les mesures d'Arrow-Pratt (aversion absolue et relative) se sont avérées pertinentes dans de nombreuses applications où on utilise la statique comparative. Ces mesures utilisées pour étudier le problème d'allocation d'une richesse entre un actif risqué et un actif sans risque par un individu ayant de l'aversion pour le risque reposent sur l'hypothèse implicite d'une unique source de risque puisqu'il est admis, dans leurs travaux, que la richesse initiale des individus est certaine. Dans la réalité, les individus sont le plus souvent confrontés à de multiples sources de risque. Mais quand on incorpore dans les problèmes de choix ce que Ross [1981] qualifie de "background risk of life", les mesures d'Arrow-Pratt conduisent parfois à des résultats ambigus. Afin de pallier ces inconvénients, Ross a proposé une extension de ces mesures.

3-2-2-Mesures d'aversion pour le risque au sens de Ross

Ross [1981] a montré que dans un contexte monorisque, l'individu qui a la plus grande aversion au risque, au sens d'Arrow-Pratt, est celui qui s'expose toujours le moins au risque. Or, cette proposition peut malheureusement s'inverser quand on

introduit une deuxième source de risque. En effet, dans un cadre où les individus doivent répartir leur richesse entre deux loteries dont l'une est caractérisée à la fois par une plus grande espérance de gain, mais aussi par un plus grand risque, Ross a montré que, paradoxalement, il peut arriver que l'individu qui est le plus riscophobe des deux détienne en fait une proportion supérieure de sa richesse investie dans le jeu plus risqué. De ce fait, il montre que la définition d'Arrow-Pratt de la mesure d'aversion au risque n'est pas assez forte pour pouvoir résister à l'introduction d'une autre source de risque.

Ces difficultés rencontrées avec la mesure d'Arrow-Pratt de l'aversion au risque ont conduit Ross [1981] à en proposer une autre définition "plus forte", c'est à dire applicable dans les situations où il existe une part d'incertitude irréductible.

La méthode de dérivation menant à la caractérisation de cette mesure est analogue à celle d'Arrow-Pratt. Cependant, la richesse initiale des agents est supposée aléatoire et non assurable afin d'introduire ce que Ross appelle le "background risk of life".

Le théorème principal de Ross s'énonce comme suit:

Théorème: *Les propositions 1/, 2/ et 3/ sont équivalentes:*

1/ il existe une constante $k > 0$ telle que

$$\forall (w_1, w_2) : \frac{v''(w_1)}{u''(w_1)} \geq k \geq \frac{v''(w_2)}{u''(w_2)}$$

2/ il existe une constante $k > 0$ et une fonction G telles que :

$$v(w) = ku(w) + G(w) \text{ avec } G' < 0 \text{ et } G'' \leq 0;$$

3/ $\pi_v(w, z) \geq \pi_u(w, z) \forall w$ et z tels que $E(z/w) = E(z)$

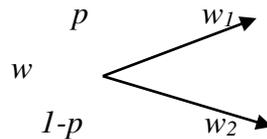
où

$$\begin{aligned} \pi_v(w, z) \text{ et } \pi_u(w, z) \text{ vérifient } E(v(w + z)) &= E(v(w + E(z) - \pi_v)) \\ &= E(u(w + E(z) - \pi_u)) \end{aligned}$$

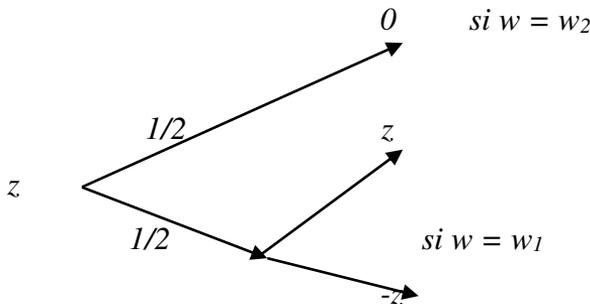
u : la fonction d'utilité de l'individu A ($u' > 0, u'' < 0$)

v : la fonction d'utilité de l'individu B ($v' > 0, v'' < 0$)

la richesse initiale est aléatoire



z est une loterie avec $E(z/w)=0$ et telle que :



π : prime de risque.

3-3-Critiques adressées au modèle d'utilité espérée

En plus des violations expérimentales de l'axiome d'indépendance, le modèle d'espérance d'utilité soulève aussi une difficulté théorique, à savoir l'interprétation de la fonction u . En effet, cette fonction possède deux rôles : Le premier consiste à exprimer l'attitude du décideur vis-à-vis du risque (la concavité de u impliquant l'aversion pour le risque).

Le second rôle consiste à exprimer la satisfaction des résultats dans le certain (la concavité de u impliquant une utilité marginale décroissante de la richesse).

En particulier, il est impossible dans ce modèle, comme le notent Cohen et Tallon [2000], de représenter un agent qui aurait à la fois une utilité marginale décroissante et du goût pour le risque. Si le modèle d'espérance d'utilité a le mérite de la parcimonie, il ne permet pas de séparer la représentation de l'attitude vis-à-vis du risque de celle vis-à-vis de la richesse dans le certain.

4- Modèle de la moyenne-variance

4-1- Modèle de la moyenne-variance

Le modèle de la moyenne-variance a été proposé par Markowitz [1952] et constitue une règle de sélection de portefeuille pour la classe des fonctions d'utilité des individus averse au risque. Markowitz suppose que tout investisseur averse au risque

perçoit les portefeuilles en termes de leur moyenne et de leur variance du rendement.

Ce modèle est fondé sur le fait qu'il existe un portefeuille efficient tel que, pour une même rentabilité, il n'existe pas d'autres portefeuilles moins risqués et, pour un même risque, il n'existe pas d'autres portefeuilles de rentabilité supérieure.

Analytiquement, Markowitz suppose que la fonction d'utilité de chaque investisseur averse au risque est fonction croissante de la moyenne et décroissante de la variance du rendement du portefeuille.

L'espérance mathématique de la rentabilité, R d'un portefeuille et sa variance σ^2 sont définies comme suit:

$$E(R) = R = \sum_i x_i E(R_i) = \sum_i x_i R_i \quad (1.4.1)$$

$$\text{et } \sigma^2 = \sum_i \sum_j x_i x_j \text{cov}(R_i, R_j) \quad (1.4.2)$$

où R : espérance mathématique de la rentabilité du portefeuille.

R_i : espérance mathématique de la rentabilité de l'actif i .

X_i : proportion de l'actif i dans le portefeuille.

Ces formules peuvent être exprimées sous la forme matricielle suivante:

$$E(\mathbf{R}) = \mathbf{R} = \mathbf{X}'\mathbf{R} \quad (1.4.3)$$

et
$$\sigma^2 = \mathbf{X}'\mathbf{S}\mathbf{X} \quad (1.4.4)$$

où \mathbf{R} : Vecteur des espérances mathématiques des rentabilités de dimension N.

\mathbf{X} : Vecteur de la composition du portefeuille de dimension N.

\mathbf{S} : matrice des covariances des rentabilités de dimension $N \times N$

A cela s'ajoutent les équations ou inéquations reflétant la politique de gestion adoptée ou les règlements imposés aux gestionnaires. Ces équations ou inéquations représentent les contraintes de gestion du modèle.

On peut écrire ainsi :

$$\sum_i a_{ik} X_i \leq b_k \quad (1.4.5)$$

où a_{ik} : coefficient de la variable X_i de la $k^{\text{ème}}$ fonction linéaire de contrainte de gestion.

b_k : limite supérieure de la $k^{\text{ème}}$ contrainte de gestion.

L'ensemble des M contraintes de gestion peut être mis sous la forme matricielle :

$$\mathbf{A}\mathbf{X} \leq \mathbf{b} \quad (1.4.6)$$

\mathbf{A} : matrice de M lignes et N colonnes ayant pour élément a_{ik} .

B : Vecteur de M éléments ayant pour élément b_k à la $k^{\text{ème}}$ ligne.

Compte tenu des hypothèses de Markowitz, le problème de recherche d'un portefeuille efficient peut se résoudre ainsi:

- Soit, on se fixe une espérance mathématique de rentabilité pour le portefeuille et on cherche à minimiser le risque compte tenu des contraintes de gestion,
- Soit, on se fixe un risque pour le portefeuille et on cherche à maximiser l'espérance mathématique de la rentabilité compte tenu de ces mêmes contraintes.

Ce qui donne la programmation suivante:

- Possibilité de rechercher X pour :

$$\text{Min } \sigma^2 = X' SX \quad (1.4.7)$$

$$X'R = R_0$$

avec :

$$AX \leq B$$

- Possibilité de rechercher X pour:

$$\text{Max } R = X' R \quad (1.4.8)$$

$$X' SX = \sigma_0^2$$

avec :

$$AX \leq B$$

où R_0 : minimum acceptable pour la rentabilité du portefeuille

σ_0^2 : maximum acceptable pour la variance de la rentabilité du portefeuille.

Pour résoudre l'un ou l'autre de ces programmes, nous devons calculer les éléments de la matrice A, du vecteur B, de la matrice S et du vecteur R.

4-2- Extension du modèle de Markowitz à la gestion par référence à un indicateur du marché

Dang Dinh Cung [1994] a proposé un modèle mathématique permettant de gérer les portefeuilles de titres financiers en prenant comme critère le différentiel entre la rentabilité du portefeuille et celle d'un indicateur de marché. Ce modèle peut être considéré comme une extension du modèle de base de Markowitz.

Pour cela, l'auteur définit le différentiel de rentabilité d'un actif par rapport à celui d'un indicateur de marché comme étant la différence entre sa rentabilité R et la variation relative I de l'indicateur du marché: $D = R - I$.

Par analogie avec le modèle de base de Markowitz et moyennant les mêmes hypothèses avec un remplacement de la rentabilité par le différentiel de rentabilité, Dang Dinh cung définit son modèle mathématique et montre que la recherche d'un portefeuille efficient découle de la résolution de l'un des deux

programmes suivants :

- Soit, rechercher X pour:

$$\text{Min } \sigma^2 = X' S_D X \quad (1.4.9)$$

avec

$$X' R = R_0$$

$$AX \leq B$$

- Soit, rechercher X pour:

$$\text{Max } R = X' R \quad (1.4.10)$$

avec

$$X' S_D X = \sigma_0^2$$

$$AX \leq B$$

où S_D : matrice des variances-covariances qui a pour élément D_{ij} et pour dimension $N \times N$.

4-3- Critiques adressées au modèle moyenne-variance

Dès son apparition, le modèle moyenne-variance a été le sujet de plusieurs développements en finance et plus précisément dans le domaine de gestion de portefeuille. D'ailleurs le CAPM est une conséquence de ce modèle. Cependant certains auteurs comme Borch [1969], Feldstein [1969] et Hankansson [1972] ont montré que ce modèle n'est pas toujours conforme aux critères d'utilité espérée. D'autant plus qu'il faut supposer que les rendements des portefeuilles sont normalement distribués, ou que les fonctions d'utilité de tous les investisseurs sont de type

quadratique. En effet, si la fonction d'utilité est quadratique, l'investisseur aura du goût pour la richesse espérée et avère à la variance de sa richesse. Par conséquent, les portefeuilles efficients au sens de Markowitz seront optimaux.

Or, ces deux hypothèses sont sujettes à plusieurs critiques. Nous avons largement critiqué la première hypothèse dans le paragraphe 2-1-4 de la deuxième section de ce chapitre et nous l'avons confirmé, dans le paragraphe 2-1-5, par une étude sur le marché boursier tunisien. Quant à la seconde hypothèse relative au choix d'une fonction d'utilité quadratique, elle est aussi sujette à des critiques que nous avons formulées dans le paragraphe 3-2 de la troisième section de ce chapitre.

Une dernière critique est inhérente à la notion de l'utilité espérée qui présente certaines limites ne pouvant être résolues qu'avec les nouveaux modèles de décision dans l'incertain.

Ces différentes critiques ont incité les chercheurs à développer une autre forme de dominance, à savoir la dominance stochastique.

5- Dominance stochastique

La sélection de portefeuille peut être considérée comme un problème de choix entre des distributions de rentabilité. Autrement dit, sous quelles conditions peut-on affirmer que certains des titres ou des portefeuilles seront préférés à d'autres

par les investisseurs si la seule information que l'on a sur ces derniers est, par exemple, qu'ils sont gourmands, ou encore qu'ils ont de l'aversion au risque. En respectant les axiomes de rationalité de Von Neuman-Morgenstern, l'investisseur choisit la distribution de rentabilité qui maximise son espérance d'utilité. Sous certaines hypothèses sur les fonctions d'utilité (en conformité avec l'observation des comportements économiques), une équivalence s'établit entre les choix par les espérances d'utilité et le choix par les règles de dominance stochastique. Moins faciles d'utilisation que le critère moyenne-variance, ces règles présentent le grand avantage de ne pas faire d'hypothèse sur la distribution de probabilité des options risquées.

Ces deux méthodes font partie de celles le plus souvent utilisées pour comparer des investissements, des perspectives incertaines. Dans l'approche Moyenne-Variance, l'idée principale est de représenter et donc décrire la distribution des perspectives (ou des rentabilités dans notre cas), par seulement deux statistiques : la moyenne correspondant à la récompense et la variance représentant la variabilité, le paramètre d'étendue de la série autour de sa moyenne. Bien que ces statistiques soient simples à calculer et à utiliser, certains auteurs ont montré qu'elles pouvaient amener des décisions erronées et que les

hypothèses du modèle Moyenne-Variance étaient sujettes à de nombreuses critiques.

Les résultats de la dominance stochastique sont cohérents avec l'hypothèse d'utilité espérée sans dépendre d'une forme particulière de la fonction d'utilité ou d'un type particulier de la distribution des rentabilités. C'est une démarche plus générale qui considère l'ensemble de la distribution de probabilités des taux de rendement et non seulement les deux premiers moments comme le critère Moyenne-Variance. Ainsi, la dominance stochastique dérive ses propres critères qui ne sont pas affectés par les limitations des critères traditionnels.

5-1- La dominance stochastique du premier ordre

Considérons un investisseur ayant deux options risquées X et Y représentées par leur distribution de rentabilité f et g , de fonction de répartition respectivement F et G . L'utilité de l'investisseur étant u , l'option X sera préférée à l'option Y au sens de la dominance stochastique d'ordre 1 si: $E(u(X)) \geq E(u(Y))$. Ce résultat peut être exprimé en terme de fonction de répartition comme suit: Pour tout $Z \in [a,b]$, où l'intervalle $[a,b]$ représente le domaine de variation des aléas, on a: $F(Z) \leq G(Z)$. L'inconvénient d'une telle formulation est qu'elle nécessite la connaissance de la fonction d'utilité. Il faudrait pouvoir comparer les options avec une information partielle sur les

préférences de l'investisseur. C'est ce que permettent les règles de dominance stochastique. L'information partielle porte sur le signe des dérivées des fonctions d'utilité. Dans notre cas $u' \geq 0$, ce qui signifie que l'utilité croît avec la richesse.

Il est important de souligner que de nombreuses distributions ne peuvent pas être ordonnées sur la base du concept de dominance stochastique d'ordre 1. En fait, dès que les fonctions de répartition sont sécantes, il devient impossible de classer les variables aléatoires correspondantes. Cela signifie que parmi les individus qui désirent une plus grande richesse, certains vont préférer la première des variables alors que d'autres choisiront la seconde.

Il est clair que la théorie financière est plus restrictive quant aux préférences prêtées à l'individu que ne l'est le concept de dominance stochastique d'ordre 1. Les individus sont réputés éprouver de l'aversion au risque. La dominance stochastique d'ordre 2 intègre donc cette dimension supplémentaire.

5-2- La dominance stochastique du second ordre

Dans le cas où les individus désirent augmenter leur richesse, tout en manifestant de l'aversion au risque, on s'intéressera à la dominance stochastique d'ordre 2. Cette dernière considère les individus dont la fonction d'utilité est monotone croissante et concave. Autrement dit, $u' \geq 0$ et $u'' \leq 0$. En terme de fonction

de répartition, et en gardant les mêmes notations du paragraphe 5-1, l'option X est préférée à Y au sens de la dominance stochastique d'ordre 2 si et seulement si :

$$S(t) = \int_a^t [F(z) - G(z)] dz \leq 0, \forall t \in [a, b] \quad (1.5.1)$$

où [a,b] représente le domaine de variation des aléas.

L'inégalité signifie que la surface délimitée par le graphe de la fonction de répartition de l'aléa X est, en tout point t, inférieure ou égale à celle délimitée par le graphe de la fonction de répartition de Y. Cela implique, par opposition à la dominance stochastique d'ordre 1, que les fonctions de répartition des variables (options) peuvent être sécantes.

A noter que plusieurs auteurs ont fait une analogie entre la dominance stochastique de second ordre et le critère moyenne-variance. En effet, dans les deux cas, les individus sont supposés avoir une aversion pour le risque ($u' \geq 0$ et $u'' \leq 0$). La grande différence porte sur les hypothèses des distributions de rentabilité. Alors que l'usage du critère moyenne-variance nécessite la normalité des distributions de rentabilité (à défaut d'utilités quadratiques), la dominance stochastique de second ordre s'applique à toute distribution. Lorsque les distributions de rentabilité des options à classer sont normales, il y a équivalence

entre le critère moyenne-variance et la dominance stochastique de second ordre. En absence de normalité, il peut y avoir contradiction entre les choix fournis par les deux critères. Si le critère moyenne-variance a été préféré dans les problèmes de sélection de portefeuille, c'est en raison de sa relative simplicité d'utilisation qui contraste avec la complexité de la mise en œuvre des règles de dominance stochastique. Cependant, celles-ci peuvent être utilisées pour déterminer parmi un ensemble de portefeuilles préexistants lesquels sont dominants.

5-3- La dominance stochastique du troisième ordre

Le concept de dominance stochastique d'ordre 1, comme celui d'ordre 2, ne définit qu'un préordre partiel sur un ensemble de distributions de probabilité. Si le nombre de variables aléatoires (options) qu'il permet d'ordonner est plus important, il existe toujours des situations dans lesquelles on ne peut pas comparer les distributions sur la base des critères énoncés. Pour cela Whitmore [1970] a développé la notion de dominance stochastique d'ordre 3 qui concerne les individus caractérisés par une fonction d'utilité avec aversion absolue pour le risque décroissante. En terme des dérivées des fonctions d'utilité, ce résultat s'énonce comme suit: $u' \geq 0$, $u'' \leq 0$ et $u''' \geq 0$. Ce concept testé par Bawa [1975] n'a toutefois donné lieu qu'à de

rare applications.

5-4- Critiques adressées à la dominance stochastique

Girerd-Potin [1992] note que la conciliation de la dominance stochastique et l'efficience se fait par l'exploration de deux voies de recherche.

La première est de refuser les résultats empiriques de la dominance stochastique. En effet, certaines limites des études empiriques doivent être signalées. Les règles de dominance stochastique déterminent l'ensemble admissible d'alternatives, parmi des distributions de probabilité connues caractérisant les rentabilités incertaines des choix. En pratique, les distributions empiriques sont utilisées à la place des distributions vraies et inconnues. Avec les données de l'échantillon comme seules informations, la distribution empirique se révèle comme la meilleure estimation de la distribution prédictive (voir Bawa [1980]). Mais ce ne sont que des approximations des distributions réelles. Une mauvaise sélection de portefeuille peut survenir à cause du risque d'estimation de la distribution. Même dans le cas favorable où les lois sont stationnaires et sériellement indépendantes, l'utilisation des distributions empiriques à la place des distributions théoriques conduit à une erreur certaine : le risque de faillite n'est pas pris en compte. Or, il existe une forte corrélation entre la taille et le risque de faillite.

Quant à la stabilité des distributions dans le temps, elle n'est pas acquise même si cet inconvénient est réduit en travaillant sur des portefeuilles.

La seconde voie est de contester les fondements de cette théorie. En effet, la notion de dominance stochastique est basée sur l'utilité espérée. Or, la maximisation de l'utilité espérée serait incapable de rendre compte des choix des individus et, comme nous l'avons montré dans la première section, le comportement des agents est incompatible avec les axiomes de la théorie d'utilité (paradoxe d'Allais). La remise en cause de cette théorie a donné naissance à un foisonnement de courants de recherche dont le grand inconvénient est leur partialité et leur caractère peu opérationnel. En effet, Si la théorie perspective de Kahneman et Tversky [1979] a suscité quelques problèmes dus au non-respect de la dominance stochastique du premier ordre, ceci a été évité par Quiggin [1982] et Yaari [1987]. Reste le côté pratique qui pose toujours un problème au niveau des applications.

Une autre critique relative au choix de la dominance seconde pour mesurer l'accroissement de risque dans le modèle d'espérance d'utilité. Malgré la bonne adéquation de la notion d'accroissement du risque (au sens de la dominance seconde) au modèle d'espérance d'utilité, cette notion peut conduire à

quelques résultats contre-intuitifs. Pour confirmer cette constatation, Cohen et Tallon [2000] ont cité l'exemple de choix de portefeuille et celui de choix d'assurance.

Dans le problème classique de choix entre un actif risqué et un actif sans risque, une prédiction naturelle serait la suivante : si le rendement de l'actif risqué devient plus risqué au sens de Rothschild et Stiglitz [1970], tout investisseur ayant de l'aversion pour le risque devrait en demander moins. Rothschild et Stiglitz [1971] ont démontré que cette prédiction n'est pas toujours vraie dans le modèle d'espérance d'utilité.

Dans le cas de choix d'assurance, un décideur ayant plus d'aversion pour le risque qu'un autre n'est pas nécessairement prêt à payer au moins autant pour obtenir la même réduction de risque à moyenne constante.

6- Etudes empiriques et critiques

Les applications du modèle d'utilité espérée touchent plusieurs domaines.

Quiggin [1982] s'est intéressé au comportement de demande d'assurance, Yaari [1987] à la constitution d'un portefeuille de titres, Chew et Herk [1991] aux problèmes d'inertie, Konrad & Skaperdas [1992] aux comportements d'auto-assurance et d'autoprotection, Konrad & Mac Minn [1994] à la théorie du « Principal-agent » et aux asymétries d'information, Quiggin

[1991] à la configuration optimale des loteries, Quiggin [1993] et Chateuneuf [1994b] à la mesure des inégalités, etc.

Nous allons représenter dans cette section les applications relatives au choix de portefeuille.

6-1- Choix de portefeuille: allocation optimale d'une richesse entre un actif risqué et un actif sans risque

Le modèle relatif à l'allocation d'une richesse entre deux actifs financiers: un titre sans risque et un actif risqué a été élaboré par Arrow [1970].

Pour cela, on va supposer qu'un individu ayant de l'aversion pour le risque et doté d'une richesse initiale w_0 , peut répartir cette richesse entre un actif sans risque de rentabilité certaine r_f et un actif risqué d'une rentabilité aléatoire \tilde{r} . Si I représente la part de la richesse initiale de l'individu qui est investie dans l'actif risqué, la valeur finale de sa richesse est une variable aléatoire $\tilde{w} = (w_0 - I)(1 + r_f) + I(1 + \tilde{r})$.

Le problème d'allocation de l'individu consiste alors à déterminer le montant optimal I^* de son investissement dans l'actif risqué, c'est à dire la composition du portefeuille lui permettant de maximiser son espérance d'utilité: $\underset{I}{Max} E[u(\tilde{w})]$, où $u(.)$ est la fonction d'utilité de l'individu telle que

$u' > 0$ et $u'' < 0$, soit encore: $Max_I E[u(w_0(1+r_f) + I(\tilde{r} - r_f))]$.

Cette formulation permet de souligner que la contribution de l'actif risqué à la richesse finale est mesurée par $\tilde{r} - r_f$: la rentabilité en excès du taux sans risque. r_f représente donc le coût d'opportunité d'un investissement dans l'actif risqué, puisque l'individu doit alors réduire le montant de son placement dans l'actif certain. La condition d'optimalité du premier ordre

de ce problème s'énonce: $\frac{\partial E[u(\cdot)]}{\partial I} = E[u'(\tilde{w}) \cdot (\tilde{r} - r_f)] = 0$ et celle

du second ordre: $\frac{\partial^2 E[u(\cdot)]}{\partial I^2} = E[u''(\tilde{w}) \cdot (\tilde{r} - r_f)^2] < 0$.

La condition du second ordre est toujours vérifiée étant donné la stricte concavité de la fonction d'utilité. Donc la fonction objectif est concave en I . Si le problème de portefeuille admet une solution intérieure, on sait donc qu'elle est unique et définie par la solution de la condition du premier ordre. Ainsi l'examen de cette condition d'optimalité nous permettra d'analyser les propriétés de la demande pour l'actif risqué. Afin que cette condition soit satisfaite (premier ordre) la variable aléatoire $\tilde{r} - r_f$ doit changer de signe. Sinon, le problème étudié n'aurait pas de solution finie.

A noter qu'une condition nécessaire et suffisante pour que l'individu ait une demande positive de l'actif risqué est que l'espérance de rendement attachée à ce titre soit strictement supérieure au taux sans risque : $E(\tilde{r}) > r_f$.

6-2- Sélection de portefeuille basée sur le rendement, le risque et la performance relative

Dans le modèle de Markowitz, un investisseur choisit un seul portefeuille parmi un ensemble de possibilités. Les techniques d'optimisation de portefeuille consistent à définir le portefeuille ayant la meilleure combinaison rendement-risque selon l'objectif de chaque investisseur.

Markowitz décrit une approche d'optimisation qui est devenue aujourd'hui un modèle type. Il assume qu'un investisseur cherche des portefeuilles avec des rendements anticipés élevés et des risques anticipés bas. Dans le cas où ces objectifs sont en désaccord, l'investisseur a le choix entre la variance de portefeuille et son rendement. Etant basé sur le modèle de préférence de l'investisseur, l'objectif est de maximiser la

quantité suivante : $R_e - \frac{V_e}{R_t}$

où R_e : le rendement espéré

V_e : la variance espérée

R_i : le risque toléré qui exprime le prix de la variance en terme de rendement.

Or, une comparaison entre la performance du portefeuille et celle du portefeuille du marché montre une différence qui peut s'expliquer par des erreurs d'observation espérées.

Chow [1995] propose que les investisseurs cherchent des portefeuilles avec un rendement élevé, un risque et une erreur d'observation faible. Cette formulation implique que la fonction d'utilité doit mesurer toutes les caractéristiques du portefeuille. Comme support à cette proposition, il montre que l'optimisation avec cette fonction d'utilité génère des portefeuilles qui ressemblent exactement aux portefeuilles d'investissement actuellement choisis.

Chow souligne que la variance moyenne standard de la fonction d'utilité est inadéquate pour les investisseurs qui sont concernés par des portefeuilles qui divergent de celui du marché (benchmark). Pour ces investisseurs la fonction d'utilité doit être modifiée pour englober l'erreur entraînant une déviation des portefeuilles par rapport à celui du « benchmark ».

Une modification suggérée consiste à introduire l'erreur de l'observation en tant que paramètre dans la fonction d'utilité. De ce fait, Le modèle se présente comme suit :

$$MaxU(P) = ExpRet(P) - \frac{[ExpRisque(P)]^2}{R_t} - \frac{[ExpTE(P)]^2}{TE_t}$$

sous contrainte : $\sum P_i = 1$

$P_i \geq 0$ pour tout i,

où : ExpRet(P) : pourcentage de rendement espéré du portefeuille

ExpRisque(P):pourcentage de l'écart type espéré du rendement du portefeuille

ExpTE(P) : pourcentage des erreurs d'observation anticipées du rendement de portefeuille

R_t : risque toléré

TE_t : l'erreur d'observation tolérée

P_i : proportion de portefeuille allouée à l'actif i.

Etant donné cette fonction d'utilité, le processus d'optimisation de portefeuille recherche les portefeuilles avec un rendement espéré élevé par rapport à celui du marché tout en ayant une faible volatilité.

Les investisseurs définissent l'importance relative de ces trois objectifs lorsqu'ils fixent le risque toléré et l'erreur d'observation tolérée et ce, par référence à la formule de la fonction d'utilité : variance moyenne/erreur d'observation (MVTE : mean-variance/tracking-error).

Afin d'élaborer la nature de la fonction d'utilité MVTE, Chow décrit les caractéristiques de deux arguments qui limitent cette fonction.

Le premier argument est le « subset » des fonctions d'utilité qui négligent l'erreur d'observation espérée. Pour créer ce « subset », il faut que l'erreur d'observation diverge. Le terme de l'erreur d'observation disparaît et la fonction d'utilité MVTE se réduit à la fonction d'utilité : moyenne-variance.

Quant au second argument, il n'est autre que le « subset » des fonctions d'utilité qui négligent le risque espéré. Le terme risque disparaît lorsque le risque toléré tend vers l'infini. Dans ce cas, la fonction d'utilité MVTE se simplifie à la fonction d'utilité de l'erreur moyenne d'observation (MTE : mean-tracking- error). La fonction d'utilité MTE est appropriée aux investisseurs acceptant la volatilité inhérente du « benchmark » et regardent le risque en tant que rendement incertain par comparaison avec ce portefeuille.

Après avoir défini ces deux arguments, Chow a essayé de comparer les portefeuilles cités ci-dessus avec celui qui évite à la fois le risque de portefeuille et l'erreur d'observation. En conclusion, il a identifié le domaine des portefeuilles optimaux de MVTE dans l'espace risque-rendement.

CONCLUSION

Après avoir présenté le marché financier tunisien dans une première section et la relation rendement-risque dans une seconde, nous avons mis l'accent sur la théorie des choix en univers incertain. En effet, cette théorie a pris véritablement naissance après la parution en 1947 de la deuxième édition de la « Theory of Games and Economic Behaviour » de Von Neumann et Morgenstern.

Sous le nom de théorie de l'utilité espérée, elle a très vite été l'objet de plusieurs controverses.

Allais [1953] a construit des expériences dans lesquelles les sujets, dans leur grande majorité, révèlent, par leur choix, des comportements en contradiction systématique avec ce modèle.

Ainsi, l'accumulation de résultats expérimentaux défavorables au modèle de l'utilité espérée a conduit à l'élaboration d'un certain nombre de modèles alternatifs, tenant compte des principales « déviations » observées par rapport à la règle de l'utilité espérée (Camerer [1989]).

Plusieurs études de laboratoire (Bouyssou [1984] ou Munier [1989]) ont, en effet, montré que les individus, confrontés à des choix risqués simples, se comportent, en général, en contradiction avec l'hypothèse de linéarité en probabilité et, par conséquent, en violation de l'axiome d'indépendance.

Malgré ces critiques, cette théorie attire toujours les économistes et les financiers et fait l'objet de plusieurs études et recherches.

Dans la section quatre, nous avons présenté le modèle moyenne-variance qui est un modèle de base dans le domaine de gestion de portefeuille. Cependant certains auteurs comme Borch [1969], Feldstein [1969] et Hankansson [1972] ont montré que ce modèle n'est pas toujours conforme aux critères d'utilité espérée. D'autant plus qu'il faut supposer que les rendements des portefeuilles sont normalement distribués, ou que les fonctions d'utilité de tous les investisseurs sont de type quadratique. Or, ces deux hypothèses sont sujettes à plusieurs critiques que nous avons formulées dans le paragraphe 4-3.

Dans la section cinq, nous avons présenté la dominance stochastique qui, si elle a l'avantage de ne pas faire d'hypothèse sur la distribution de probabilité des options risquées, comme le cas du modèle moyenne-variance, n'échappe pas aux différentes critiques faites par Girerd-Potin [1992] citées dans le paragraphe 5-4. Ces critiques touchent à la fois les résultats et les fondements de la dominance stochastique.

D'autres critiques ont été formulées par Cohen et Tallon [2000] qui ont cité l'exemple de choix de portefeuille et celui de choix d'assurance et qui mettent en cause la dominance seconde.

Malgré toutes ces critiques, la gestion de portefeuille moyenne-variance a été la base de l'élaboration des différents modèles d'évaluation des actifs financiers et aussi des différentes mesures permettant d'évaluer la performance des gérants de portefeuille.

CHAPITRE DEUX

LES MODELES D'EVALUATION DES ACTIFS FINANCIERS ET LES MESURES DE PERFORMANCE

Les difficultés théoriques et empiriques rencontrées par les modèles fondés sur la gestion moyenne-variance ont conduit les théoriciens à rechercher d'autres explications du prix des actifs. Une série de modèles d'équilibre a été proposée afin de décrire le processus d'évaluation et de sélection d'un titre. Ces modèles sont connus par les modèles d'évaluation des actifs financiers. Ces modèles ont connu plusieurs développements dans la pratique et les critiques adressées à ces modèles ont poussé les chercheurs à en formuler d'autres plus généraux. Ils ont même défini à partir de ces modèles, des mesures afin d'évaluer la performance des gérants de portefeuilles. En effet, la mesure de performance des gestionnaires de portefeuille est un sujet d'importance majeure en finance. L'utilité des mesures de performance repose, en effet, sur l'hypothèse que les fonds dont la performance est jugée « bonne » ou « mauvaise » par le passé, continueront à afficher de bonnes (mauvaises) performances dans le futur. Autrement dit, la persistance des performances permettrait aux investisseurs rationnels de choisir

d'investir dans les « meilleurs » fonds. Il reste, néanmoins, à définir une mesure de performance qui fasse sens et de nombreuses mesures ont été proposées dans une littérature abondante.

Nous commencerons par rapporter les expressions et les interprétations des mesures traditionnelles de performance à savoir celles de Treynor [1965], Sharpe [1966] et Jensen [1968]. Nous montrerons que celles-ci sont en butte à de nombreuses critiques. Le modèle sur lequel la plupart de ces mesures s'appuient, le modèle d'équilibre des marchés financiers (CAPM), a été largement critiqué, principalement par Roll [1977], et remis en question comme outil servant à la mesure de performance.

Elles ont, de plus, le désavantage de valoriser le risque spécifique d'un portefeuille de la même façon que son risque systématique. Cette remarque donnait lieu à plusieurs corrections des mesures classiques de performance et a fait naître de nouvelles mesures qui tiennent compte de cette défaillance à savoir celles de Fama [1972], Moses, Cheney et Veit [1987] et enfin celle de Modigliani-Modigliani [1997].

Roll [1977] montre que les mesures traditionnelles souffrent du biais concernant le choix arbitraire du portefeuille choisi comme approximation du « vrai » portefeuille de marché. Pour

ce dernier, tout écart à la relation d'évaluation doit être compris comme un signe de l'inefficience du portefeuille de marché. Mayers et Rice [1979] et Dybvig et Ross [1985a] montrent que cet écart peut aussi être le résultat d'une « meilleure » information détenue par le gestionnaire considéré.

D'autre part, Grinblatt et Titman [1989a] montrent que les mesures

traditionnelles de performance reposent, de façon cruciale, sur l'hypothèse de stationnarité du bêta du portefeuille évalué. Ils montrent que, si cette hypothèse n'est pas vérifiée, ces mesures pourraient conduire à des aberrations.

Les asymétries d'information permettent de comprendre les différences de rendements de certains portefeuilles. Mais considérer leur existence remet en cause les analyses menées à partir des mesures traditionnelles qui deviennent, dans ce cadre, obsolètes.

Pour remédier à ces défaillances, plusieurs auteurs ont pris en compte l'effet de l'asymétrie de l'information, chose absente dans les mesures classiques, pour développer de nouveaux modèles tenant compte explicitement de l'information et servir de cadre à des mesures de performance des gestionnaires de portefeuilles.

Ainsi, la première section sera consacrée aux modèles d'évaluation des actifs financiers. Dans la seconde section nous étudierons les formes non standards du CAPM. Les mesures de performance feront l'objet de la troisième section. La quatrième section sera consacrée aux tests empiriques et les critiques adressées à ces mesures. Les modèles tenant compte explicitement de l'information sont introduits à la cinquième section. Dans cette section, nous développerons le modèle de synchronisation du marché de Merton [1981] et celui d'équilibre général d'Admati et Ross [1985].

1- Les modèles d'évaluation des actifs financiers

1-1- Le modèle du marché

1-1-1- Présentation du modèle

Généralement, chaque titre suit, plus ou moins, les tendances du marché. Lorsque le marché est en hausse, rares sont les valeurs qui ne voient pas leurs cours progresser, et inversement en période de baisse. Les variations de chaque valeur sont donc plus ou moins liées à celles du marché. Mais on constate que certaines valeurs sont plus volatiles, plus sensibles que d'autres aux mouvements du marché.

Cette relation entre la rentabilité des actifs financiers et l'indice général du marché est formalisée par le modèle de marché. Ce

modèle imaginé par Markowitz [1952, 1959] a été développé par Sharpe [1964]. Il décompose la variabilité totale d'une action en deux parties :

- Une partie due à l'influence du marché: c'est le risque systématique.
- Une partie due aux caractéristiques spécifiques de l'action: c'est le risque spécifique.

Le modèle de marché établit donc une relation linéaire entre la rentabilité du titre i et la rentabilité du marché. L'équation qui définit cette relation s'écrit:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (2.1.1)$$

où R_{it} : Taux de rentabilité de l'action i , pendant la période t .

R_{mt} : Taux de rentabilité du marché mesuré par un indice général pendant la période t .

β_i : Coefficient de volatilité.

α_i : paramètre dont la valeur est telle que la valeur espérée de ε_{it} est nulle.

Les coefficients $\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$ obtenus par la technique de régression sont en fait des estimateurs des véritables paramètres α_i et β_i qui caractérisent la relation linéaire existant entre le rendement du

titre i et celui du marché. On peut définir le risque total de l'action par la relation

$$\sigma_i^2 = (\beta_i \sigma_m)^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (2.1.2)$$

où $\beta_i \sigma_m$: risque systématique (ou risque du marché)

σ_ε : risque spécifique.

1-1-2- Le modèle de marché et la diversification

Plusieurs études ont été faites sur les bourses de New-York, Paris et Bruxelles en vue de l'analyse de l'application du modèle de marché à différents ensembles de titres. Ces études élaborées par Blume [1971], Altmann, Jacquillat et Levasseur [1973] et Broquet et Capiou-Huart [1987], sur le coefficient Bêta, ont montré qu'un portefeuille sera d'autant plus risqué que les actions qui y figurent auront un Bêta élevé et ce, en tenant compte de trois facteurs primordiaux dans l'analyse du risque d'un portefeuille:

- Le risque de chaque action incluse dans le portefeuille.
- Le degré d'indépendance des variations des actions entre elles.
- Le nombre de titres du portefeuille.

1-1-3- Stabilité dans le temps des coefficients Bêta

Les études faites par Blume [1971] sur le marché américain puis Altmann, Jacquillat et Levasseur [1973] sur le marché français, puis Broquet et Capiou-Huart [1987] sur le marché belge ont

montré que la stabilité des coefficients Bêtas s'améliore sensiblement en fonction de l'augmentation du nombre de titres inclus dans les différents portefeuilles.

1-1-4- Estimation des coefficients Bêtas

Blume [1971], puis Altmann, Jacquillat et Levasseur [1973] ont mis en évidence la tendance des coefficients Bêtas à se rapprocher de 1 au fil du temps et cela tant au niveau des titres individuels qu'à celui des portefeuilles. Pour tenir compte de ce phénomène et améliorer la qualité prévisionnelle des coefficients de risque systématique, Blume [1971] puis Vasicek [1973] ont proposé des ajustements des Bêtas estimés par les moindres carrés ordinaires (MCO).

D'autre part, Klemkovsky et Martin [1975] ont examiné la capacité prévisionnelle de différents estimateurs du coefficient Bêta en utilisant l'erreur quadratique moyenne de prévision et en décomposant l'erreur de prévision selon la technique suggérée par Mincer et Zarnowitz [1969]. Leur étude a montré que les techniques proposées par Blume et Vasicek réduisent l'erreur par rapport au niveau qu'elle présente avec les Bêta estimés par les MCO. Elle a également prouvé que l'estimateur de Vasicek avait tendance à être meilleur que celui de Blume. Cependant les deux techniques donnent des résultats fort proches.

Enfin, Elton, Gruber et Urich [1978] ont examiné les estimateurs du risque systématique qui permettent de prévoir au mieux les corrélations implicites futures entre les titres.

1-2- Le CAPM

Le CAPM a été proposé initialement par Sharpe [1964], Lintner [1965] et Mossin [1966], à partir des travaux de Markowitz [1952] et Tobin [1958] sur la théorie de portefeuille en contexte moyenne-variance. Ce modèle, qui a marqué le développement de la finance moderne, joue encore un rôle de premier plan dans les études empiriques et la mesure de performance.

Mais avant de proposer le modèle de base, nous allons définir les hypothèses sur lesquelles repose ce modèle.

1-2-1- Les hypothèses du CAPM

- Les investisseurs composent leurs portefeuilles en se préoccupant exclusivement de l'espérance et de la variance des rentabilités de ces derniers.
- Il n'y a pas de coûts de transaction et les actifs sont parfaitement divisibles.
- Ni les dividendes, ni les gains ne sont taxés.
- De nombreux acheteurs et vendeurs interviennent sur le marché et aucun d'entre eux ne peut avoir d'influence sur les prix.

- Tous les investisseurs peuvent prêter ou emprunter le montant qu'ils souhaitent au taux d'intérêt pur, sans en influencer le niveau, et le taux d'emprunt étant égal au taux de prêt.
- La période d'investissement est la même pour tous les investisseurs. Les décisions d'investissement sont prises au même moment par tous les investisseurs qui détiennent leurs actifs pendant la même période.
- Tous les investisseurs ont les mêmes anticipations quant aux performances futures des titres. Cela signifie qu'ils sont tous d'accord sur les espérances, les variances et les covariances des rentabilités des différents titres.

1-2-2- Modèle d'équilibre

Sharpe, Lintner et Mossin ont montré qu'il existe une relation entre la rentabilité espérée sur chaque portefeuille et sa covariance avec le marché. Cette relation s'écrit comme suit :

$$E(R_i) = R_F + \beta_i [E(R_M) - R_F] \quad (2.1.3)$$

où $E(R_i)$: rentabilité espérée d'un actif ou d'un portefeuille i .

$E(R_M)$: rentabilité espérée du marché.

R_F : rentabilité de l'actif sans risque

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} : \text{risque systématique du titre } i.$$

Le rendement espéré d'un titre est donc égal dans ce modèle au taux d'intérêt sans risque plus une prime de risque. Le risque est représenté par le β du titre. Cette relation linéaire entre le rendement espéré du titre et son β est aussi appelée « securities market line » (SML).

L'équation (2.1.3) peut être réécrite en terme de rendements observés, plutôt que de rendements espérés, pour des fins empiriques.

$$R_{it} = R_F + [R_{Mt} - R_F] \beta_i + \varepsilon_{it} \quad (2.1.4)$$

où $\varepsilon_i \rightarrow N(0, \text{Var}(\varepsilon_i))$.

L'indice t signifie qu'il s'agit d'une observation au temps t . On obtient de l'équation (2.1.4) l'expression suivante pour la variance d'un titre.

$$\text{Var}(R_i) = \beta_i^2 \text{Var}(R_M) + \text{Var}(\varepsilon_i) \quad (2.1.5)$$

Cette équation montre que le risque total d'un titre, tel que représenté par sa variance, peut être décomposé en deux parties. Il y a le risque systématique, relié aux variations du marché, qui ne peut être diversifié, et le risque non systématique, relié à, qui peut l'être dans un portefeuille.

Dans le CAPM, où les détenteurs de titres risqués ont un portefeuille parfaitement diversifié puisqu'il s'agit du marché,

seul le risque systématique d'un titre est rémunéré. D'ailleurs, c'est sur ces notions de risque total, de risque systématique et non systématique et de relation rendement-risque que sont basées les mesures classiques de performance.

Enfin, on peut remarquer l'existence d'une relation très étroite entre le modèle d'équilibre et celui du marché. En effet l'équation (2.1.1) :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it} \text{ entraîne que } E(R_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_M)$$

et l'équation (2.1.3) : $E(R_i) = R_F + \beta_i [E(R_M) - R_F]$ montre que :

$$\alpha_i = R_F (1 - \beta_i) \quad (2.1.6)$$

1-3- Tests empiriques du CAPM

Les premiers tests de la relation entre le risque et la rentabilité d'une action ou d'un portefeuille ont été réalisés aux Etats-Unis sur des titres individuels. Les premiers qui ont effectué ces tests sont Lintner [1965] et Douglas [1968]. Leurs résultats contredisent l'affirmation du CAPM selon laquelle le risque systématique des titres sera le seul à être rémunéré. Lintner a montré que la rentabilité d'un titre est une fonction positive à la fois de son risque systématique et de son risque non systématique. Quant aux résultats de Douglas, ils indiquent que la rentabilité moyenne des différents titres est davantage liée à

leur variance qu'à leur risque systématique.

Ces conclusions ont été contestées par Miller et Scholes [1972]. Selon ces derniers, les résultats particuliers obtenus par Lintner et Douglas sont attribuables à des problèmes statistiques que leurs études respectives ont ignorés.

Miller et Scholes ont identifié plusieurs problèmes statistiques dans les approches de Lintner et Douglas. Ils ont mis en évidence le rôle important de deux de ces problèmes : les erreurs de mesure sur les coefficients de risque systématique et l'asymétrie de la distribution des rentabilités. D'autant plus Miller et Scholes révèlent l'existence d'une relation significativement positive entre le rendement et le risque spécifique, chose qui met en question l'aspect théorique du CAPM.

Dans une étude postérieure à celle de Miller et Scholes, Black, Jensen et Scholes [1972] ont tenté de réduire les biais introduits par les erreurs de mesure des Bêtas en travaillant, non plus avec des titres individuels, mais avec des portefeuilles. Leurs résultats sont en contradiction avec la version traditionnelle du CAPM.

Dans une étude consacrée à la mesure de performance de portefeuille en situation d'incertitude, Friend et Blume [1970] ont examiné la relation unissant des taux de rentabilité ajustés

pour le risque et deux mesures de risque: la variance des rentabilités et le risque systématique. La conclusion de leurs études est que les résultats ne sont pas conformes aux implications du CAPM.

Sur le marché américain, Jacob [1971] a montré que le pouvoir explicatif du modèle CAPM (mesuré par R^2) n'est pas élevé. Cela a été expliqué d'un point de vue statistique, car l'utilisation de titres individuels n'est pas la méthode la plus efficace pour obtenir de bonnes estimations de la relation entre le risque et la rentabilité. Jacquillat et Solnik [1997] notent, en effet, que les tests fondés sur des titres individuels sont inefficaces pour deux raisons :

La première est liée à l'effet dégradant des variations résiduelles. Les rentabilités réalisées sur chaque titre sont en grande partie dues à un facteur aléatoire (ε) qui représente souvent 60 à 70 % des fluctuations de cours (c'est la partie spécifique ou diversifiable). En groupant ces titres en portefeuilles, la majeure partie de ce bruit peut être éliminée et obtenir une vue bien claire de la relation entre la rentabilité et le risque systématique.

Le deuxième problème résulte du biais de l'erreur, dans les variables, qui provient de l'erreur de la mesure de bêta, la variable indépendante de la régression. Ces erreurs sont

aléatoires, en ce sens que les bêtas de certains titres sont surestimés et d'autres sous-estimés. Néanmoins, lorsque ces bêtas estimés sont utilisés dans le test, les erreurs de mesure atténuent la relation qui existe entre la rentabilité moyenne et le risque. En groupant ces actions dans des portefeuilles, la majeure partie de cette erreur de mesure peut être éliminée puisque les erreurs sur chaque bêta auront tendance à se compenser. Ainsi, les tests fondés sur des portefeuilles seront plus efficaces.

Ces contradictions au niveau des résultats résultent d'une inadéquation des tests effectués sur le CAPM comme l'a souligné Roll [1977].

1-4- Critiques adressées au CAPM

Elles concernent principalement les hypothèses de départ du CAPM jugées restrictives.

Ainsi, certains auteurs ont-ils tenté de reformuler le modèle de base pour tenir compte de la fiscalité, de l'existence d'actifs non négociables, de l'inflation ou encore de la liquidité.

C'est ainsi que d'autres modèles, celui de Amihud et Mendelson [1986], par exemple, ont montré que, si les investisseurs se préoccupent non seulement du risque et du rendement d'un actif mais aussi de sa liquidité, les titres à forte liquidité devraient avoir un rendement espéré inférieur à celui d'un titre peu liquide

et inversement.

La relation du CAPM ainsi reformulée deviendrait:

$$E(R_i) = a + b \beta_i + c L_i \quad (2.1.7)$$

où L_i : mesure la liquidité de l'actif i

R_i : rentabilité de l'actif i .

β_i : risque de marché de l'actif i .

Sous cette forme, le rendement d'un actif dépendrait de deux attributs ou facteurs: le risque de marché et la liquidité de l'actif ou du portefeuille concerné.

D'autres auteurs, tels que Chen [1980] et Bodie [1982], ont reformulé le CAPM de base pour tenir compte de l'inflation non anticipée. Leur modèle se présente ainsi :

$$E(R_i) = a + b \beta_i + c H \quad (2.1.8)$$

où H est un portefeuille composé d'actifs dont le rendement est corrélé positivement avec l'inflation non anticipée. H peut être une obligation indexée sur le pouvoir d'achat ou tout autre portefeuille d'actifs efficacement géré en période inflationniste.

Dumas et Zisswiller [1984] montrent qu'on ne peut jamais calculer les bêtas des titres individuels avec précision et ce, après l'examen de l'étude faite par Fama et Mac Beth [1973]. Ces derniers constatent que le rendement d'un titre est lié à sa

variance ou à sa capitalisation boursière. Or, des auteurs comme Basu [1977], Banz [1981], Reinganum [1981] et d'autres encore ont constaté que la taille ou le PER sont des variables pertinentes pour le calcul du rendement d'un titre ou d'un portefeuille. En estimant donc le taux de rendement seulement en fonction de bêta, on aboutira à des résultats biaisés dus à des erreurs de spécification.

D'autre part, Roll [1977] a affirmé qu'un test du CAPM n'a de sens que si l'on connaît exactement la composition du portefeuille du marché. Or, ce n'est pas le cas, car celui-ci doit contenir tous les actifs existants, qu'ils soient financiers, immobiliers ou même humains.

Les études les plus récentes, notamment celles de Fama et French [1992, 1996 et 1998] et Daniel et Titman [1997], montrent que la taille des sociétés mesurée par leur capitalisation boursière explique une partie importante des rentabilités. Ce facteur semble jouer un rôle plus important que le risque systématique. Parmi les autres facteurs avancés dans la littérature expliquant la rentabilité des titres, il semble que le « book-to-market ratio » qui est le rapport de la valeur comptable des fonds propres sur leur valeur boursière, joue un rôle lui aussi important. Ainsi, Fama et French, longtemps défenseurs du CAPM, affirment aujourd'hui que la relation entre

le bêta et la rentabilité moyenne sur la période 1941-1990 est faible, peut-être non existante, et le modèle ne décrit pas la rentabilité des 50 dernières années.

Dans le même contexte, Reinganum [1981], Lakonishok et Shapiro [1986] et Chopra et Ritter [1989] mentionnent l'inexistence d'une quelconque relation entre les bêtas des actifs et les rentabilités moyennes. La fin du bêta est alors clairement décriée par certains auteurs, notamment Dreman [1992] et Grinold [1993].

Toutes ces critiques ont été profitables au CAPM, dans la mesure où elles ont contribué d'une part à l'élargissement du modèle de base et prouvé qu'il était possible de l'adapter à un monde plus réaliste dans lequel les hypothèses de départ ne seraient pas toujours vérifiées, et, d'autre part, à l'apparition d'une nouvelle théorie proposée par Ross [1976] comme alternative au CAPM: la théorie de l'arbitrage ou A.P.T. Ce modèle ne fait pas intervenir, du moins explicitement, le portefeuille du marché.

2- Extensions du CAPM

2-1- Théorie de l'évaluation par arbitrage (A.P.T)

2-1-1- Hypothèse et modèle

Cette théorie formulée par Ross [1976] afin d'expliquer la structure des rentabilités des actifs risqués est une généralisation

du CAPM. L'hypothèse de base de l'APT est que le cours de chaque titre est influencé par un nombre limité de facteurs communs à l'ensemble des titres et par un facteur spécifique à ce titre et totalement indépendant de tous les autres.

Mathématiquement, cette hypothèse peut s'écrire :

$$R_i = E(R_{i0}) + \sum_{j=1}^k e_{ij} F_j + \varepsilon_i \quad (2.2.1)$$

où R_i : taux de rentabilité de l'actif i

$E(R_{i0})$: valeur espérée de la rentabilité de l'actif i , quand tous les facteurs ont une valeur nulle.

F_j : facteur commun à tous les titres

e_{ij} : sensibilité ou élasticité du rendement du titre i au facteur commun F_j .

ε_i : terme aléatoire d'espérance nulle et de variance $\sigma_{\varepsilon_i}^2$, possédant les propriétés suivantes :

$$E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \text{ et } j \text{ avec } i \neq j.$$

$$\text{cov}(\varepsilon_i, F_j) = 0 \quad \forall i \text{ et } j.$$

L'APT repose sur le principe suivant : dans une situation d'équilibre, un portefeuille qui ne consomme aucune richesse et qui présente un risque nul ne peut générer qu'une rentabilité égale à zéro. Un tel portefeuille est appelé portefeuille

d'arbitrage. Autre hypothèse importante: le nombre de facteurs communs à tous les titres est relativement peu élevé. Dans un marché efficient où toutes les opportunités de pur arbitrage sont rapidement éliminées, cette hypothèse conduit à ce que la rentabilité anticipée est une combinaison linéaire des élasticités relatives à chaque facteur :

$$E(R_i) = v_o + \sum_{j=1}^K v_j e_{ij} \quad (2.2.2)$$

où v_j : est la prime du risque relative au jème facteur

2-1-2- L'APT et le CAPM

Le CAPM qui ne considère qu'un seul facteur commun, celui du marché, est un cas particulier de l'APT. En effet, ce modèle conclut que seul le facteur marché a une prime de risque non nulle : à l'exception du v_1 , correspondant au facteur du marché, tous les v_j sont nuls. L'APT est cependant d'application plus générale que le CAPM. Elle n'avance, en effet, aucune hypothèse sur la distribution des taux de rentabilité et n'exige pas que les investisseurs se situent dans un monde moyenne-variance. Elle ne fait pas non plus jouer un rôle particulier au portefeuille de marché et permet de fixer des prix relatifs à l'intérieur d'un ensemble quelconque de titres sans que la totalité de ceux-ci ne soient pris en considération.

2-1-3- Les critiques et les tests empiriques de l'APT

La principale critique qu'on peut adresser à ce modèle vient du fait que

l'APT ne nous donne aucune indication sur la mesure ou l'identité des différents facteurs de risque, ni même sur l'amplitude ou le signe des primes de risque associées à chaque facteur : ces facteurs sont à l'origine inconnus, et l'APT cherche à les déterminer (empiriquement). Malheureusement les résultats des différents tests empiriques de l'APT ne nous permettent pas encore de connaître le nombre exact et la nature des différents facteurs communs de risque.

Roll et Ross [1980] ont testé l'APT sur un échantillon de 1260 entreprises en groupant les actions en 42 groupes de 30 actions chacun et en appliquant une analyse factorielle à chacun de ces groupes. Ils ont conclu que 3 ou 4 facteurs ont déterminé le cours des actions américaines sur la période 1962-1972. Ces facteurs seraient liés à des agrégats économiques tels que le PNB, la masse monétaire ou les dépenses énergétiques.

Plus récemment encore, Pari et Chen [1984] ont testé l'APT sur un échantillon de 2090 actions sur la période 1975-1980. Ils ont mis en évidence trois facteurs de risque: la tendance du marché global, la dépendance envers l'énergie et l'endettement des entreprises qui les rend sensibles aux variations des taux

d'intérêt. Ce dernier facteur pourrait être interprété comme une mesure du risque de taux d'intérêt ou encore comme une mesure du risque de baisse du pouvoir d'achat. Mais, tout intéressants qu'ils soient, ces résultats ne sont malheureusement pas de la même consistance que ceux obtenus par Cho, Elton et Gruber [1984]. Ces derniers ont repris le même test effectué par Roll et Ross [1980] à partir d'un échantillon similaire, mais sur une période légèrement plus courte et à partir de groupes d'actions différents. Ils ont trouvé que 5 facteurs au moins interviennent dans l'évaluation des actifs financiers. Ils imputent cette différence à la différence de constitution des groupes d'actions.

En outre, Dhrymes [1984] a procédé d'une manière identique sur un échantillon de 1260 actions cotées au NYSE, groupées en 42 groupes de 30 actions: 11 de ces groupes auraient 3 facteurs communs de risque, 18 en auraient 4, 7 en auraient 5 et 6 en auraient plus de 5. Ce résultat est évidemment différent de celui de Roll et Ross [1980].

Si les données sont les mêmes et si la méthodologie l'est aussi, cette différence de résultats ne peut être expliquée que par le groupement différent des actions analysées.

Afin de voir si le nombre de facteurs identifiés est sensible au nombre des actifs composant chaque groupe, Dhrymes [1984] a

repris le test de l'APT sur des groupes de tailles différentes. Le résultat obtenu est résumé dans le tableau 2.2.1.

Nombre des actifs composant chaque groupe	Nombre de facteurs de risque
15	2
30	3
45	4
60	6
90	9

Tableau (2.2.1)

Ceci montre que, à chaque augmentation de la taille de l'échantillon analysé, correspond un accroissement du nombre des facteurs communs de risque. Ce qui complique la compréhension et la maîtrise de l'évolution des marchés financiers.

Dhrymes, Friend et Gultekin [1984, 1985] ont confirmé les résultats précédents et ont conclu que le nombre de facteurs communs trouvé est variable avec la taille du groupe analysé et avec la période d'étude retenue. Utilisant une procédure analogue à celle de Fama et Mac Beth, Chen, Roll et Ross [1986] ont analysé l'influence de quelques-uns de ces facteurs de

risque au cours de la totalité de la période 1958-1984 et au cours des trois sous-périodes 1958-1967, 1968-1971 et 1972-1984.

Pour chacun des mois de ces différentes périodes, une analyse de régression transversale a été effectuée pour estimer l'influence exercée par la sensibilité de chaque actif aux différents facteurs sur la rentabilité de cet actif, cette sensibilité ayant été mesurée sur les cinq années précédentes.

Les facteurs qui se sont révélés les plus significatifs sont le niveau de la production industrielle, les modifications de la prime de risque, les distorsions de la structure des taux, l'inflation non anticipée et les changements de l'inflation anticipée.

Récemment, d'autres études ont été faites pour faire face aux anomalies dues au CAPM et pour corriger ce modèle par la prise en compte des facteurs de risque qui peuvent intervenir.

Fama et French [1993] ont montré que la rentabilité espérée en excès du taux sans risque d'un portefeuille, $[E(R_i) - R_F]$, est expliquée par la sensibilité de sa rentabilité et ce par trois facteurs :

- la rentabilité espérée en excès du portefeuille de marché $[E(R_M) - R_F]$.

- La différence entre la rentabilité du portefeuille des petites valeurs (small Stocks) et la rentabilité du portefeuille des grandes valeurs (large stock) (SMB, Small Minus Big),
- La différence entre la rentabilité du portefeuille des actions ayant la plus grande valeur comptable par leurs valeurs boursières (high-book-to-market stocks) et la rentabilité du portefeuille des actions ayant la plus petite valeur comptable par leurs valeurs boursières (low-book-to-market stocks) (HML, High Minus Low).

De ce fait, Fama et French définissent la rentabilité espérée en excès du portefeuille à travers un modèle à trois facteurs :

$$E(R_i) - R_F = b_i [E(R_M) - R_F] + S_i E(\text{SMB}) + h_i E(\text{HML}) \quad (2.2.3)$$

où b_i , S_i et h_i sont les coefficients obtenus de la régression :

$$R_i - R_F = \alpha_i + b_i (R_M - R_F) + S_i \text{SMB} + h_i \cdot \text{HML} + \varepsilon_i \quad (2.2.4)$$

Le modèle (2.2.3) semble envelopper la plupart des variations des rentabilités moyennes des actions. Fama et French [1993] ont montré que le modèle (2.2.3) représente la meilleure description des rentabilités des portefeuilles.

Ce modèle a été utilisé plus tard par Fama et French [1994] pour expliquer les rentabilités des sociétés industrielles.

Récemment, Fama et French [1996] ont étudié les deux facteurs taille et valeur comptable par leurs valeurs boursières (book-to-

market) et ce par la constitution de 25 portefeuilles sur une période allant de juillet 1963 à décembre 1993. Leurs résultats montrent que le modèle (2.2.3) est capable d'identifier plusieurs anomalies rencontrées dans l'utilisation du CAPM et approuvent l'étude faite par De Bondt et Thaler [1985, 1987] qui ont montré qu'à long terme un portefeuille gagnant deviendra perdant et inversement. Mais ils n'ont pas pu expliquer, à travers ce modèle, les résultats de Jegadeesh et Titman [1993, 1994], qui montraient qu'à court terme un portefeuille gagnant (respectivement perdant) restera gagnant (respectivement perdant).

Enfin, ils avouent que leur travail comporte une défaillance dans le sens où ils n'arrivent pas à identifier clairement les deux variables consommation-investissement, au niveau des tests.

D'autres extensions du CAPM ont été faites par plusieurs auteurs dont on peut citer celles qui tiennent compte de l'absence d'un actif non risqué dans le modèle classique, de l'inflation, de l'hétérogénéité des anticipations relatives aux performances futures des titres, des coûts de transaction et de la fiscalité.

2-2- Extensions du CAPM : Formes non standards du CAPM

2-2-1- zéro-Bêta Model : Modèle de Black [1972]

Black [1972] a montré qu'en l'absence d'actif non risqué, tout portefeuille efficient peut être construit à partir d'une combinaison linéaire du portefeuille de marché M et d'un portefeuille Z qui est celui des portefeuilles à Bêta nul qui présente la variance la plus faible.

La relation entre la rentabilité espérée d'un titre et son risque systématique qui prévaut dans le cadre du CAPM se trouve légèrement modifiée, en ce sens que le taux de rémunération de l'actif sans risque est remplacé par la rentabilité espérée du portefeuille Z. Elle s'écrit donc :

$$E(R_i) = E(R_z) + \beta_i [E(R_M) - E(R_z)] \quad (2.2.5)$$

2-2-2- Prise en considération de l'inflation

Friend, Landskroner et Losq [1976] ont analysé l'influence de l'inflation sur les principales implications du CAPM. En supposant l'existence d'un actif dont la rentabilité minimale serait certaine, ils ont montré que la relation entre le risque et la rentabilité des différents actifs pouvait s'écrire, en termes nominaux, de la manière suivante:

$$E(R_i) = R_F + \left[\frac{\sigma_{iM} - \frac{\sigma_{i\pi}}{\alpha}}{\sigma_M^2 - \frac{\sigma_{M\pi}}{\alpha}} \right] (E(R_M) - R_F) \quad (2.2.6)$$

où Π : taux d'inflation.

R_i : taux de rentabilité du i ème actif

R_M : taux de rentabilité du marché

$\sigma_{i\Pi}$: $\text{cov}(R_i, \Pi)$

$\sigma_{M\Pi}$: $\text{cov}(R_M, \Pi)$

R_F : taux sans risque

σ_M : risque du marché

α : rapport entre la valeur nominale des actifs risqués et celle de l'ensemble des actifs.

Friend, Landskroner et Losq montrent que le prix du risque sur le marché, qui est mesuré par l'expression $\frac{E(R_M) - R_F}{\sigma_M^2}$ dans la

version traditionnelle du CAPM, devient maintenant :

$\frac{E(R_M) - R_F}{\sigma_M^2 - \frac{\sigma_{M\Pi}}{\alpha}}$. Ceci montre que l'inflation accroît la

rémunération du risque sur le marché. Par ailleurs, leur analyse révèle que la version traditionnelle du CAPM surestime le risque de l'actif i , pour peu que la corrélation $\rho_{i\Pi}$ entre le taux de rentabilité de l'actif i et le taux d'inflation soit positive.

Nous remarquons aussi que dans l'absence d'inflation, l'équation (2.2.6) se ramène à l'équation du CAPM et nous

voyons comment la prise en compte de l'inflation modifie les rendements attendus d'équilibre.

Les auteurs finissent par conclure que le rendement maximal attendu dépend non seulement des covariations des titres avec le marché, mais encore de la covariation du rendement des titres avec le taux d'inflation. L'excès du rendement nominal d'un titre est toujours proportionnel à l'excès du rendement nominal du marché sur le taux nominal de l'actif sans risque avec un coefficient de proportionnalité b_i , intégrant le paramètre α .

Ainsi, la relation (2.2.6) devient :

$$E(R_i) = R_F + b_i [E(R_M) - R_F].$$

2-2-3-Hétérogénéité des anticipations relatives aux performances futures des titres

Dès l'instant où les investisseurs n'anticipent plus les performances futures des titres de manière homogène, chacun d'eux se trouve confronté à une frontière efficiente différente. La structure de la partie risquée des portefeuilles optimaux différera donc d'un individu à l'autre et ne correspondra plus à celle du portefeuille du marché qui cesse de jouer le rôle essentiel qui était le sien dans la version traditionnelle du CAPM.

Lintner, puis Sharpe et Fama ont analysé les caractéristiques d'une situation d'équilibre lorsque les investisseurs ont des anticipations hétérogènes. Ils ont montré que les relations "risque-rendement" et les prix d'équilibre s'expriment de la même manière que dans la version traditionnelle du CAPM. Toutes les espérances, les variances et les covariances devenant cependant des moyennes pondérées complexes des estimations individuelles des investisseurs.

2-2-4- Existence de coûts de transaction

L'une des principales implications du CAPM est que chaque investisseur détient, dans son portefeuille, tous les actifs risqués dans la proportion où ils existent sur le marché. Cette implication est en contradiction avec l'observation selon laquelle la plupart des investisseurs détiennent des portefeuilles peu diversifiés.

Levy [1977] considère que la prise en compte des coûts de transaction (au sens large du terme) qui, outre les coûts de courtage, comprennent notamment les coûts d'analyse de l'information financière, est susceptible d'expliquer que les investisseurs ne s'intéressent qu'à un nombre limité de titres. Il a développé une version du CAPM qui suppose qu'il y a K investisseurs et que l'investisseur k répartira sa richesse T_k

dans un nombre de titres égal à M_k (M_k étant inférieur au nombre de titres existant sur le marché).

Lévy montre que la relation suivante doit être vérifiée pour que l'investisseur k soit dans une situation d'équilibre:

$$E(R_i) = R_F + \left[\frac{E(R_k) - R_F}{\sigma_k^2} \right] \sigma_{ik} \quad (2.2.7)$$

où $E(R_k)$ et σ_k^2 sont respectivement l'espérance et la variance de la rentabilité du portefeuille optimal détenu par l'investisseur k , σ_{ik} est la covariance entre les rentabilités du titre i et du portefeuille de l'investisseur k .

L'équation ci-dessus peut s'écrire :

$$E(R_i) = R_F + (E(R_k) - R_F) \beta_{ik} \quad (2.2.8)$$

β_{ik} est la volatilité du titre i par rapport au portefeuille optimal de l'investisseur k .

Lévy montre également que la relation entre la rentabilité espérée et le risque du titre i , observable au niveau du marché, s'écrira :

$$E(R_i) = R_F + \frac{\sum_{k=1}^K T_k [E(R_k) - r]}{\sum_{k=1}^K T_k} \beta_{ik} \quad (2.2.9)$$

La prime de risque requise du titre i au niveau du marché est donc égale à la moyenne des primes exigées par les investisseurs, pondérée par leurs richesses respectives.

Si tous les investisseurs détenaient tous les titres dans la proportion où ils existent sur le marché, on aurait $E_k = E_M$ et $\beta_{ik} = \beta_i$ et on retrouverait la relation caractéristique du CAPM.

2-2-5- Prise en considération de la fiscalité : Modèle de Brennan [1973]

La difficulté de la prise en compte de la fiscalité provient du fait que les gains de capitaux sont généralement taxés à un taux inférieur à celui des intérêts et des dividendes et que les investisseurs sont soumis à des taux d'imposition différents.

Brennan [1973] a montré que, dans un tel contexte, il était possible de dériver un équilibre général. De manière plus précise, Brennan a considéré que chaque investisseur était soumis à des taux d'imposition constants pour les dividendes et intérêts d'une part, pour les gains de capitaux d'autre part, mais que ces taux différaient d'un investisseur à l'autre. La relation "risque-rentabilité" qui caractérise l'équilibre décrit par Brennan s'écrit de la manière suivante :

$$E(R_i) = R_F + \beta_i [E(R_M) - R_F - T(\delta_M - R_F)] + T(\delta_i - R_F) \quad (2.2.10)$$

où δ_i : taux de distribution de la société i .

δ_M : taux de distribution moyen du marché.

T : une expression faisant intervenir les taux de fiscalité des différents investisseurs, leur richesse investie en actifs risqués ainsi qu'une mesure de leur aversion pour le risque. T présentera un signe positif à condition que les dividendes soient plus lourdement taxés que les gains de capitaux.

L'équation (2.2.10) indique que la rentabilité espérée est une fonction croissante du taux de distribution, ce qui s'explique aisément dans la mesure où le taux de fiscalité des dividendes est pratiquement toujours supérieur à celui des gains de capitaux, les investisseurs exigeront un taux de rentabilité avant taxes d'autant plus élevé que le taux de distribution est important. La rentabilité espérée d'une action n'est donc plus uniquement fonction de son coefficient Bêta, elle dépend également du taux de distribution adopté par la société concernée.

Litzenberger et Ramaswanny [1979] ont fait une extension du modèle de Brennan en introduisant la progressivité de l'impôt dans le raisonnement et en supposant que le taux d'imposition marginal de l'investisseur était une fonction continue de son revenu imposable.

2-2-6- Extension de Fama et Mac Beth

Fama et Mac Beth [1973] ont effectué une étude sur la bourse de New-York afin de vérifier la validité du CAPM. Pour cela, ils ont proposé une généralisation stochastique de la relation (2.2.5) qui s'écrit de la manière suivante:

$$R_{j,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t}\beta_j + \gamma_{2,t}\beta_j^2 + \gamma_{3,t}S_j + n_{j,t} \quad (2.2.11)$$

où β_j : est le risque systématique de l'actif j ;

S_j : est le risque non systématique de l'actif j ;

$n_{j,t}$: est un terme d'erreur d'espérance nulle et indépendant des variables.

Moyennant trois hypothèses :

- La relation entre la rentabilité espérée d'un actif et son risque systématique est linéaire;
- β_j le risque systématique de l'actif j est une mesure complète du risque de cet actif;
- Dans un marché où les investisseurs ont de l'aversion pour le risque, la relation entre la rentabilité espérée et le risque est positive.

Ces trois hypothèses peuvent être exprimées sous une autre forme qui permet d'en tester plus aisément la vraisemblance:

La première hypothèse devient : $E(\gamma_2) = 0$, la seconde

$E(\gamma_3) = 0$ et la dernière $E(\gamma_1) > 0$.

En estimant les coefficients $\gamma_{i,t}$, Fama et Mac Beth trouvent une relation positive et linéaire entre la rentabilité et le Bêta des titres.

Comme l'ont montré Black, Jensen et Scholes, l'ordonnée à l'origine de la droite rentabilité-risque semble, toutefois, quelque peu différente du taux sans risque.

En conclusion et bien que plusieurs auteurs s'accordent à reconnaître que le CAPM présente des imperfections notables, des modèles alternatifs ont en conséquence été proposés, mais des anomalies demeurent qu'aucun d'entre eux ne parvient à expliquer. Campbell [2000] estime, en effet, qu'il est irréaliste d'espérer une explication basée sur le risque, pleinement rationnelle, de tous les faits empiriques découverts dans les rentabilités des actions. Pour lui, il faut accepter que tout modèle d'évaluation puisse présenter certaines imperfections mais la question qu'il pose est : jusqu'à quel point ces imperfections sont-elles admissibles ?

3- Les mesures traditionnelles de performance

Dans la section précédente, nous avons montré qu'un des apports principaux de la théorie moderne de la gestion de portefeuille est d'avoir mis en évidence la relation étroite sur le

marché financier entre la rentabilité d'un actif et son risque. Dès lors, des méthodes de mesure de performance permettant de comparer les performances en tenant compte du risque des fonds ont été proposées dans la littérature. Tout niveau de rentabilité suppose, en effet, l'acceptation d'un certain niveau de risque. Ainsi, faut-il ajuster le niveau de la rentabilité par le niveau du risque pour voir si le gestionnaire a réalisé un portefeuille efficient, au sens donné à ce terme par Markowitz. C'est, justement sur cette constatation que repose le calcul des six mesures : la mesure de Treynor [1965], de Sharpe [1966, 1994], de Jensen [1968], de Fama [1972], de Moses, Cheyney et Veit [1987] et enfin Modigliani-Modigliani [1997].

3-1- Revue des différentes mesures

3-1-1- La mesure de Treynor

Treynor [1965] a proposé une mesure de performance basée sur la prime de risque par unité de risque systématique. Cette mesure s'inspire de la relation (2.1.3) caractéristique du CAPM :

$$E(R_p) = R_F + \beta_p [E(R_M) - R_F]$$

Cette relation peut s'écrire $\frac{E(R_p) - R_F}{\beta_p} = E(R_M) - R_F$

et puisque $\beta_M = 1$ alors :

$$\frac{E(R_P) - R_F}{\beta_P} = \frac{E(R_M) - R_F}{\beta_M} \quad (2.3.1)$$

Présentée sous cette forme, cette relation exprime, qu'à l'équilibre, la rentabilité en excès du taux sans risque d'un portefeuille bien diversifié, par unité de risque systématique, doit être égale à la rentabilité en excès du taux sans risque du portefeuille de marché. Dans les mêmes conditions que celles énoncées précédemment, la relation (2.3.1) devient

$$\frac{\bar{R}_P - \bar{R}_F}{\beta_P} = \frac{\bar{R}_M - \bar{R}_F}{\beta_M} \quad (2.3.2)$$

où \bar{R}_P : rentabilité moyenne du portefeuille P

\bar{R}_M : rentabilité moyenne du marché

\bar{R}_F : rentabilité moyenne de l'actif sans risque.

La mesure de Treynor :

$$T_P = \frac{\bar{R}_P - \bar{R}_F}{\beta_P} \quad (2.3.3)$$

peut être utilisée comme un indice de performance. Une valeur élevée du ratio indique une bonne performance, tandis qu'une valeur faible est le signe d'une mauvaise performance. Par ailleurs, dès lors que le bêta du portefeuille de marché est égal à

1, tous les portefeuilles ayant un ratio T_p supérieur à $(\overline{R_M} - \overline{R_F})$ ont une performance supérieure au marché.

3-1-2-La mesure de Sharpe

En général, les mesures de performance utilisent des données historiques pour prévoir des données futures. En pratique, on utilise des résultats ex-post (c'est à dire des effets perçus après leur survenance) alors qu'en théorie on utilise des valeurs ex-ante (autrement dit des prévisions de valeurs d'une période future). Pour quelques applications, les données historiques sont suffisantes pour la prévision, pour d'autres ces mêmes données doivent être corrigées par un certain coefficient inférieur à 1 (voir Sharpe [1994]). En réalité il existe deux versions du ratio Sharpe.

3-1-2-1- La mesure classique ou ratio Sharpe « ex-ante »

Par opposition à la mesure de Treynor qui permet d'évaluer la capacité des gérants de portefeuille à minimiser le risque, la mesure de Sharpe permet d'apprécier la qualité de gestion assurée par ces derniers. En effet, Sharpe considère que le risque doit être pris dans sa totalité pour garantir une certaine homogénéité dans la comparaison des différents portefeuilles.

La mesure de Sharpe [1966] repose elle aussi sur la relation

risque- rentabilité que le CAPM définit pour des portefeuilles parfaitement diversifiés :

$$E(R_p) = R_F + \frac{E(R_M) - R_F}{\sigma(R_M)} \sigma(R_p) \quad (2.3.4)$$

Si les rentabilités réalisées sont en moyenne égales aux rentabilités espérées, la relation (2.3.4) devient :

$$\bar{R}_p = \bar{R}_F + \frac{\bar{R}_M - \bar{R}_F}{\sigma(R_M)} \sigma(R_p) \quad (2.3.5)$$

où $\sigma(R_p)$: l'écart type des rentabilités réalisées du portefeuille.

$\sigma(R_M)$: l'écart type des rentabilités réalisées du marché.

En conséquence, on peut écrire :

$$\frac{\bar{R}_p - \bar{R}_F}{\sigma(R_p)} = \frac{\bar{R}_M - \bar{R}_F}{\sigma(R_M)} \quad (2.3.6)$$

Présentée sous cette forme, la relation (2.3.6) met en évidence le fait qu'à l'équilibre, la rentabilité en excès du taux sans risque d'un portefeuille bien diversifié, par unité de risque total, devrait être identique à la rentabilité en excès du taux sans risque du portefeuille de marché et être égale à la pente de la droite d'équilibre du marché des capitaux.

La mesure :

$$S_p = \frac{\bar{R}_p - \bar{R}_F}{\sigma(R_p)} \quad (2.3.7)$$

que Sharpe appelle “reward variability ratio” permet d'apprécier les performances des portefeuilles et de les comparer. D'après la théorie financière, pour un portefeuille bien diversifié, ce ratio devrait se situer à un niveau proche de celui enregistré par le marché.

3-1-2-2- Extension de la mesure de Sharpe ou ratio Sharpe « ex-post »

Dans une étude récente, Sharpe [1994] a généralisé sa mesure classique en introduisant le facteur temps en supposant que les revenus pour t

périodes sont connus. En effet, en notant par :

R_{pt} : La rentabilité du portefeuille à la période t

R_{Ft} : La rentabilité sans risque du portefeuille à la période t

Sharpe définit le différentiel de rentabilité à la période t par le terme

$$D_t = R_{pt} - R_{Ft} \quad (2.3.8)$$

Ensuite il définit la valeur moyenne par :

$$\bar{D} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T D_t \quad (2.3.9)$$

et l'écart type :

$$\sigma_D = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (D_t - \bar{D})^2}{T-1}} \quad (2.3.10)$$

De ce fait, le nouveau ratio de sharpe dit aussi ratio historique sera défini comme suit :

$$S_h = \frac{\bar{D}}{\sigma_D} \quad (2.3.11)$$

Selon cette version, le ratio détermine la moyenne historique du différentiel de rentabilité par unité de variation historique du différentiel de rentabilité.

3-1-3- La mesure de Jensen

Jensen [1968] mesure la performance d'un portefeuille par le terme

$$\alpha_p = (\bar{R}_p - \bar{R}_F) - \beta_p (\bar{R}_M - \bar{R}_F) \quad (2.3.12)$$

Le α_p obtenu peut être interprété comme une rentabilité excédentaire, compte tenu du risque systématique du portefeuille considéré et de la rémunération de ce type de risque sur le marché. On peut facilement voir que la condition d'équilibre du CAPM résulte d'un α_p nul. L'observation d'une valeur positive de α_p sera le signe d'une performance supérieure à celle du marché, tandis que l'observation d'une

valeur négative de α_p indiquera une performance inférieure à celle du marché.

Dans la pratique, une variante du modèle de Jensen, qui ne repose pas sur le CAPM, est fréquemment utilisée. Elle consiste à régresser les rentabilités du portefeuille considéré sur celles du marché à l'aide de la régression suivante :

$$R_{p,t} = \alpha_p + \beta_P R_{M,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (2.3.13)$$

et à interpréter le α_p de la même manière que dans le modèle de Jensen.

Contrairement aux ratios de Sharpe et Treynor, l'indice de Jensen ne permet pas de comparer directement des portefeuilles de risques différents entre eux. En effet, l'alpha est différent selon le niveau de risque bêta et est en fait proportionnel au niveau de risque encouru.

3-1-4- La mesure de Fama

Fama [1972] a constaté des défaillances dans les mesures classiques de Treynor, Sharpe et Jensen. Il a montré que ces mesures évaluent la performance résultant de la sélection des titres provenant de l'adoption par les gérants d'une stratégie de gestion active du portefeuille, sans tenir compte des contributions individuelles du timing, de la diversification et de la sélection, au résultat global. A partir de ces insuffisances,

Fama [1972] a proposé une mesure permettant de décomposer la performance de fonds communs de placement en deux éléments : l'habileté à sélectionner les titres qui vont composer le portefeuille et le risque dû à cette moins bonne diversification. La sélectivité mesure la performance du portefeuille composé par le gérant par rapport à un portefeuille de même risque se situant sur la droite de marché, tandis que le deuxième élément mesure la performance supplémentaire obtenue en augmentant le risque du portefeuille par rapport au portefeuille de référence. Pour cela, il a considéré d'une part un portefeuille dont le rendement réalisé au cours de la période examinée est R_p et dont le risque systématique est β_p , et d'autre part, une combinaison c composée de $x\%$ de l'actif sans risque et de $(1-x)\%$ du portefeuille de marché M . La rentabilité de cette combinaison peut s'écrire :

$$R_c = xR_F + (1-x)R_M. \quad (2.3.14)$$

Quelle que soit la valeur de x , cette rentabilité se situe sur la frontière efficiente. Le risque de marché du portefeuille P est défini par $\beta'_p = \beta_p \cdot \sigma_M$. Ce risque est donc identique au risque systématique du portefeuille P à une constante près.

Pour apprécier la performance du portefeuille P , il faut comparer sa rentabilité à celle de la combinaison c ayant un

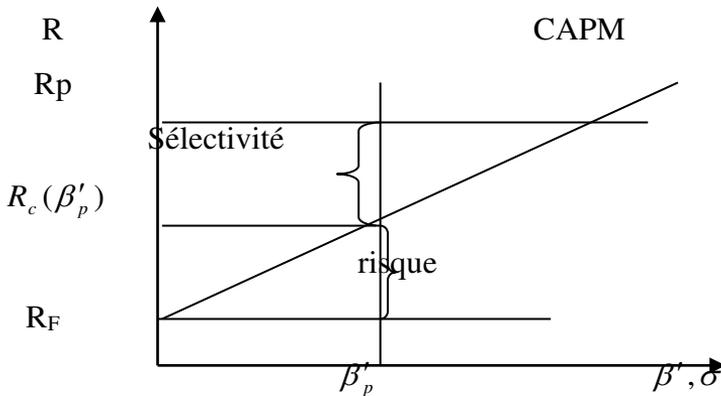
risque de marché égal à β'_p , c'est à dire $R_c(\beta'_p)$. La différence $R_p - R_c(\beta'_p)$ mesure ce que Fama appelle la sélectivité du fonds. Elle situe la performance du portefeuille considéré par rapport à celle d'un portefeuille parfaitement diversifié présentant un même risque de marché.

En fait, Fama distingue deux composants dans la performance globale d'un fonds : la sélectivité et le risque. On a ainsi :

$$\underbrace{R_p - R_F}_{\text{performanœ globale}} = \underbrace{R_p - R_c(\beta'_p)}_{\text{sélectivité}} + \underbrace{R_c(\beta'_p) - R_F}_{\text{risque}} \quad (2.3.15)$$

Le composant « risque » mesure le rendement obtenu par l'acceptation d'un risque positif. La décomposition proposée par Fama peut être visualisée sur la verticale qui passe par β'_p

(graphique 2.3.1).



Graphique (2.3.1)

Dans l'exemple décrit par ce graphique, la sélectivité du fonds est positive, de même que le risque supporté par ce dernier.

3-1-4-1-Evaluation de la sélectivité

Si l'investisseur choisit un portefeuille constitué de la totalité des actifs risqués, le risque de ce portefeuille doit être mesuré par l'écart type de son rendement $\sigma(R_p)$. Or, pour prouver sa capacité de sélection, l'investisseur doit constituer un portefeuille dont le rendement est imparfaitement corrélé avec celui du portefeuille de marché. De ce fait le coefficient de corrélation entre R_p et R_M est inférieur ou égal à 1. D'où

$$\beta'_p = \frac{\text{cov}(R_p, R_M)}{\sigma(R_M)} = \frac{\text{cov}(R_p, R_M)}{\sigma(R_M)\sigma(R_p)} \sigma(R_p) = \rho_{p,M} \cdot \sigma(R_p) \leq \sigma(R_p). \quad (2.3.16)$$

Lorsque l'on a une inégalité stricte, autrement dit le risque global est supérieur au risque systématique, cela signifie en termes clairs que le gérant du portefeuille renonce à une diversification parfaite de celui-ci pour concentrer son investissement sur un nombre restreint de valeurs.

Le but essentiel de la détermination de la sélectivité est de savoir si la « sur-prime » de risque ou sélectivité, obtenue par le gestionnaire rémunère de façon adéquate la part du risque diversifiable non éliminée et mesurée par la différence entre le

risque total du portefeuille et son risque systématique. Le résultat d'une telle décision peut être évalué à l'aide de la décomposition suivante :

$$\underbrace{R_p - R_c(\beta'_p)}_{\text{sélectivité}} = \underbrace{R_p - R_c(\sigma_p)}_{\text{sélectivité nette}} + \underbrace{R_c(\sigma_p) - R_c(\beta'_p)}_{\text{diversification}} \quad (2.3.17)$$

La sélectivité nette est la « sur-prime » par rapport au rendement du portefeuille présentant un même risque de marché et compte tenu du risque diversifiable qu'il supporte, quant à la diversification, elle représente la prime de gestion à obtenir en plus de $R_c(\beta'_p)$ pour compenser le risque diversifiable maintenu dans le portefeuille.

La mesure de performance Fama n'est autre que la sélectivité nette notée par $F_p = R_p - R_c(\sigma_p)$. Or,

$$R_c(\sigma_p) = R_F + \frac{\sigma_p}{\sigma_M} (R_M - R_F) \text{ d'où}$$

$$F_p = R_p - R_F - \frac{\beta'_p}{\sigma_M} (R_M - R_F) \quad (2.3.18)$$

La mesure de performance de Fama est une conséquence de celle de Jensen. C'est une mesure absolue qui n'est pas adaptée pour comparer des portefeuilles de risque total différent. Elle correspond à l'écart de rentabilité entre le portefeuille P de

risque β_p et le portefeuille fictif qui aurait le même niveau de risque mais serait totalement diversifié et donc se situerait sur la droite de marché. L'objectif est de savoir si le fait de s'écarter de la droite de marché, donc d'une diversification maximale, a été récompensé par un excès de rentabilité du fonds.

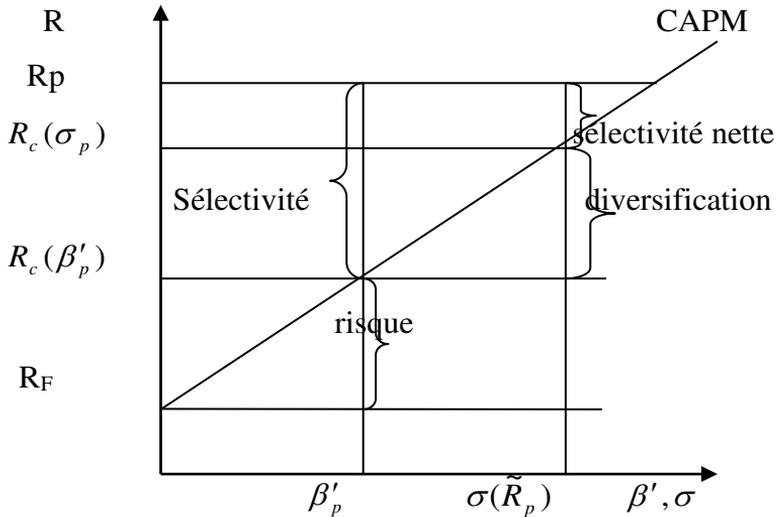
Une sélectivité nette positive équivaut à une rentabilité meilleure que celle qu'aurait procurée une diversification maximale. En d'autres termes, le risque spécifique du portefeuille a été rémunéré à un taux supérieur au prix du marché.

Lorsque la sélectivité nette est négative, cela signifie qu'en concentrant ses capitaux sur un nombre restreint de valeurs qu'il estimait particulièrement prometteuses, l'investisseur n'a pas obtenu le rendement excédentaire que l'accroissement de risque supporté aurait dû lui apporter.

Le graphique (2.3.2) fait apparaître la décomposition de la sélectivité en ses deux composants de sélectivité nette et de diversification. La sélectivité nette est considérée positive dans ce graphique.

La mesure du risque, deuxième élément de la performance, correspond à la différence de rentabilité excédentaire entre la mesure de Jensen et celle de Fama et est représentée par le terme

« diversification » dans la formule (2.3.17) . Cette mesure prend en compte la rentabilité qui devrait être obtenue par le gestionnaire du fait de la moins bonne diversification de son portefeuille, puisqu'en composant un portefeuille avec un nombre restreint de titres par rapport au portefeuille de marché, il a automatiquement augmenté le niveau de risque spécifique de son portefeuille.



Graphique (2.3.2)

3-1-4-2-L'évaluation du risque

Si l'investisseur a un objectif de risque de marché bien précis, c'est à dire qu'il pense être capable de prévoir les fluctuations du marché que nous noterons β'_i , la partie de la performance

globale attribuable au risque peut être décomposée entre l'investisseur et le gestionnaire du portefeuille comme suit :

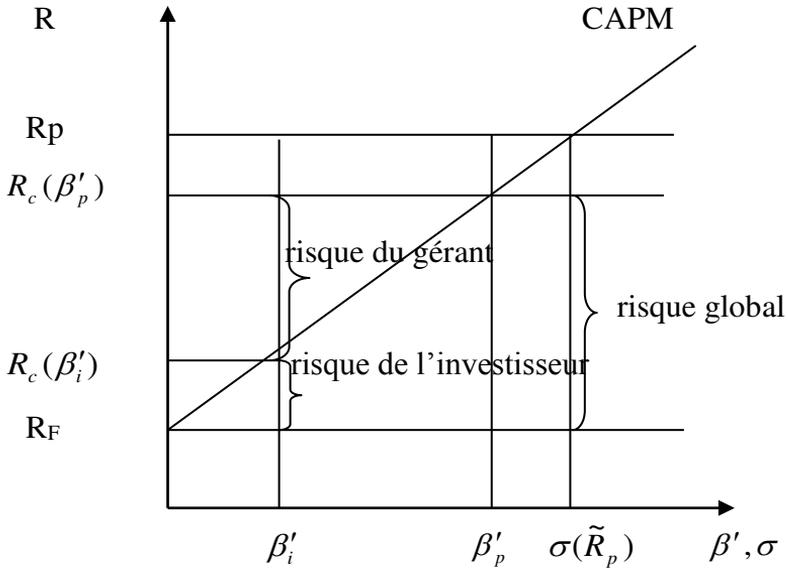
$$\underbrace{R_c(\beta'_p) - R_F}_{\text{prime de risque globale}} = \underbrace{\left[R_c(\beta'_p) - R_c(\beta'_i) \right]}_{\text{prime de risque du gérant de portefeuille}} + \underbrace{\left[R_c(\beta'_i) - R_F \right]}_{\text{prime de risque de l'investisseur}} \quad (2.3.19)$$

$R_c(\beta'_i)$ est le rendement d'un portefeuille composé de l'actif sans risque et du portefeuille du marché M et qui a un risque de marché égal à β'_i . Le risque du gérant vient de ce qu'il accepte un risque β'_p qui diffère de β'_i : l'objectif de risque que s'est fixé l'investisseur. Cette décomposition du risque est illustrée dans le graphique (2.3.3).

Le risque pris par le gérant de donner au fonds un niveau de risque différent de celui souhaité par l'investisseur peut résulter en partie d'une décision de timing. A noter que le « Market timing » est défini comme étant la faculté d'anticipation des conditions de marché dont est capable un gestionnaire de portefeuille.

Dans ce contexte, Fama distingue d'une part les opérateurs qui s'estiment capables de discerner, plus rapidement que les autres, les titres temporairement sur ou sous-évalués. Pour en tirer profit, ils constitueront volontairement des portefeuilles non

optimalement diversifiés : ces opérateurs sont appelés gestionnaires capables de sélectivité.



Graphique (2.3.3)

Les autres opérateurs, qui se considèrent comme dotés d'une capacité supérieure d'anticipation de la conjoncture boursière, c'est à dire ceux capables de savoir quand acheter ou vendre, sont appelés les timers qui sont capables de « Market timing ».

Ainsi, le choix que fait un timer, d'un niveau de risque supérieur ou inférieur à l'objectif de l'investisseur, pourrait s'expliquer par l'anticipation d'une performance anormalement favorable ou défavorable des portefeuilles risqués.

Ce rendement dû au risque pris par le gérant peut se décomposer de la manière suivante :

$$\underbrace{R_c(\beta'_p) - R_c(\beta'_i)}_{\text{prime de risque du gérant}} = \underbrace{\left\{ \underbrace{[R_c(\beta'_p) - E(R_c(\beta'_p))]}_{\text{gain dû au ti min g total}} - \underbrace{[R_c(\beta'_i) - E(R_c(\beta'_i))]}_{\text{gain dû aux conditions du marché}} \right\}}_{\text{gain dû au ti min g du gérant}} + \underbrace{[E(R_c(\beta'_p)) - E(R_c(\beta'_i))]}_{\text{risquespérédu gérant}} \quad (2.3.20)$$

Le risque espéré du gérant, note Fama, n'est autre que le rendement espéré additionnel dû à la décision du gérant de supporter un risque différent de l'objectif de risque de l'investisseur. Les conditions du marché représentent la différence entre le rendement d'un portefeuille parfaitement diversifié ayant un risque du marché égal à l'objectif de risque que s'est fixé l'investisseur et le rendement espéré d'un tel portefeuille.

Quant au timing total, il est égal à la différence entre le rendement réalisé par un portefeuille parfaitement diversifié ayant un risque de marché égal à β'_p et le rendement espéré d'un tel portefeuille. Il est positif si $R_M > E(R_M)$ et négatif dans le cas contraire.

La différence entre le timing total et les conditions du marché constitue le timing du gérant. Elle mesure l'excédent de la

performance totale de timing sur la performance de timing que l'on obtiendrait en choisissant un portefeuille parfaitement diversifié ayant un risque de marché égal à β'_i . Elle sera positive si $\beta'_p - \beta'_i$ a le même signe que $R_M - E(R_M)$, c'est à dire si le risque de marché choisi par le gérant est supérieur (inférieur) à l'objectif de risque que s'est donné l'investisseur et si simultanément R_M est supérieur (inférieur) à $E(R_M)$.

Cette dernière décomposition permet d'apprécier la performance du fonds considéré sous différents aspects. Sa mise en œuvre nécessite toutefois la connaissance de différentes anticipations relatives aux performances futures des actifs risqués. D'autre part, elle suppose que l'investisseur a fixé au gérant du fonds un objectif de risque bien précis.

Une décomposition analogue à celle de la formule (2.3.20) consiste à

prendre comme référence, non pas le portefeuille qu'aurait voulu voir réaliser le gestionnaire, mais plus simplement le portefeuille de marché. Il suffit pour cela de disposer d'une estimation de $E(R_M)$. Le portefeuille parfaitement diversifié ayant un risque de marché égal à l'objectif fixé par l'investisseur est simplement remplacé par le portefeuille de marché.

La décomposition du rendement dû au risque supporté par le gérant devient alors :

$$\begin{aligned}
 R_c(\beta'_p) - R_M = & \overbrace{\left[R_c(\beta'_p) - E(R_c(\beta'_p)) \right]}^{\text{gain dû au ti min g du gérant}} - \overbrace{\left[R_M - E(R_M) \right]}^{\text{risque dû aux conditions du marché}} \\
 & + \underbrace{\left[E(R_c(\beta'_p)) - E(R_M) \right]}_{\text{risquespérédu gérant}} \qquad \qquad \qquad (2.3.21)
 \end{aligned}$$

Enfin, une limite pèse, néanmoins, sur cette mesure car elle ne permet pas de comparer les fonds entre eux puisqu'elle est dépendante du niveau de risque de chaque portefeuille.

Cependant, bien que cette mesure ne fournisse pas un classement des fonds, il est possible de dériver une mesure relative ajustée par le risque systématique du portefeuille qui

pourrait être de la forme : F_p / β_p .

De la même manière, une mesure de la sélectivité du gérant est proposée par Moses, Cheney et Veit, mesure relative qui permet, quant à elle, de classer les portefeuilles d'actifs.

3-1-5- La mesure de Moses, Cheyney et Veit

Moses, Cheyney et Veit [1987] ont proposé une nouvelle mesure de performance qui tient compte de la diversification, chose inexistante dans les mesures de Treynor, Sharpe et Jensen.

En effet, partant du constat que les mesures de Treynor, Sharpe et Jensen évaluent seulement la performance résultant de la sélection de titres sous ou surévalués par le marché et ne prennent pas en compte, en même temps, le coût résultant d'une moins bonne diversification, ils proposent de comparer la rémunération du risque supplémentaire résultant de l'insuffisance de diversification au prix du risque de marché.

Moses, Cheyney et Veit ont insisté sur le fait que l'excès de rentabilité, obtenu par l'indice de Jensen (2.3.12) et qui permet de mesurer les bénéfices dégagés d'une stratégie de gestion active, ne doit pas être utilisé isolément pour l'évaluation de la performance, mais qu'il doit être accompagné d'une composante mesurant l'ampleur du risque spécifique supporté.

Le risque systématique d'un portefeuille est mesuré par :

$$\beta_p = \frac{\text{cov}(R_p, R_M)}{\sigma_M^2} = \frac{\rho_{PM} \sigma_p \sigma_M}{\sigma_M^2} = \frac{\rho_{PM} \sigma_p}{\sigma_M} \quad (2.3.22)$$

Pour un portefeuille efficient, $\rho_{PM} = 1$ et donc $\beta_p = \frac{\sigma_p}{\sigma_M} = I_p$.

Moses, Cheyney et Veit indiquent que le terme I_p correspond à l'indice

du risque total du portefeuille et que pour un portefeuille non efficient, nous aurons $\beta_p < I_p$.

Ainsi la différence :

$$D_p = I_p - \beta_p = \frac{\sigma_p}{\sigma_M} - \rho_{pM} \frac{\sigma_p}{\sigma_M} = \frac{\sigma_p}{\sigma_M} (1 - \rho_{pM}) \quad (2.3.23)$$

mesure le risque spécifique ou non-systématique dû à une diversification inefficace, car dans la réalité on ne peut pas supposer que tous les portefeuilles soient efficaces.

Pour un coefficient de corrélation égal à un, la composante D_p est égale à zéro puisque le portefeuille est parfaitement diversifié, se situe sur la droite de marché et donc ne contient aucune part de risque spécifique. Par contre, si la composante D_p est positive, alors la diversification du portefeuille est jugée moindre. En effet, elle n'est pas parfaite puisqu'il existe un risque spécifique qui pourrait être mesuré par la variance des termes d'erreurs de la droite caractéristique du portefeuille. En fait, le terme D_p nous donne une information supplémentaire en reliant la variabilité totale de la série de rentabilités du portefeuille à son risque systématique et son risque spécifique. C'est ainsi que ces trois auteurs ont défini une mesure de performance qui ajuste l'excès de rentabilité d'un portefeuille par le risque supplémentaire qui résulte du choix du gérant entre sélection des titres et

diversification. Cette mesure qu'ils ont notée par P_j sera définie comme suit :

$$P_j = \frac{J_p}{D_p} \quad (2.3.24)$$

où J_p est la mesure de Jensen.

Si le portefeuille est situé sur la droite de marché, alors l'indice de performance P_j est nul car le risque spécifique est nul.

Si le portefeuille n'est pas situé sur la droite de marché, alors la mesure de la rentabilité excédentaire J_p peut être positive ou négative selon la position du portefeuille par rapport à cette droite, et le risque spécifique du portefeuille sera égal ou supérieur à zéro selon le degré de diversification atteint. Si ce risque spécifique tend vers zéro mais sans y être égal, la mesure de performance P_j peut devenir très grande (positive ou négative selon le signe de la rentabilité excédentaire).

Cependant, cette mesure ne permet pas de classer et de juger la performance des portefeuilles sur la base d'un risque constant. Afin de répondre à cette particularité, les trois auteurs ont proposé de relier le ratio à la mesure de l'excès de rentabilité du

portefeuille du marché par rapport au taux sans risque ajusté à son risque systématique.

De ce fait, la nouvelle mesure qu'ils avancent et qu'ils notent par PM_j apparaît comme suit :

$$PM_j = \frac{P_j}{(R_M - R_F)/\beta_M} = \frac{P_j}{R_M - R_F} = \frac{J_p}{D_p(R_M - R_F)} \quad (2.3.25)$$

car :

$$\beta_M = \frac{\rho_{MM}\sigma_M\sigma_M}{\sigma_M^2} = \rho_{MM} = 1$$

la mesure (2.3.25) représente donc l'excès de rentabilité réalisé par le portefeuille pour chaque unité de risque non systématique, rapporté à une prime de risque du marché.

Si PM_j est inférieur ou égal à un, le portefeuille n'a pas réussi à battre le marché dans la mesure où celui-ci a rémunéré le risque supplémentaire de la même façon qu'il a rémunéré les autres portefeuilles.

Si PM_j est supérieur à un, cela signifie que le risque spécifique du portefeuille a été rémunéré à un taux supérieur au prix du marché.

Les valeurs proches de un, lorsque la prime de risque est positive, indiquent que le portefeuille a gagné un supplément de

rentabilité par unité de risque, proportionnel à la rentabilité par unité de risque appliquée à la droite de marché.

En faisant une étude sur 53 SICAV américaines, Moses, Cheyney et Veit ont comparé cette mesure avec les mesures classiques de Treynor, Sharpe et Jensen afin de déterminer la place qu'occupe cette nouvelle mesure par rapport aux autres. Le résultat de cette étude montre que cette mesure apparaît beaucoup plus réaliste et judicieuse que les autres du fait qu'elle examine l'adéquation de la diversification sans que les autres mesures n'en rendent compte.

Comme nous venons de le voir, une des critiques des mesures de performance traditionnelles provient du fait qu'elles valorisent de la même façon, ex-ante, la prise de risque spécifique (théoriquement non rémunéré) et celle concernant le risque systématique. Ces différentes mesures accordent, en effet, une performance positive à un portefeuille dont la rémunération supplémentaire, due à la capacité du gérant à sélectionner des actifs, pourrait néanmoins être inférieure à celle correspondant au taux de marché pour un même risque. Autrement dit, le supplément de risque (spécifique) pris par le gestionnaire doit avoir une rémunération au moins égale à celle qu'aurait accordé le marché pour la même quantité de risque (systématique) pour que la performance du gestionnaire soit avérée.

Cette anomalie a été corrigée par Fama [1972] et Moses, Cheyney et Veit [1987]. La première mesure consiste à soustraire de la performance totale, la rémunération au taux du rendement de marché du risque spécifique du portefeuille. La deuxième consiste à pondérer la performance totale du portefeuille par le risque spécifique de celui-ci, rapporté à la rémunération du risque systématique par le marché.

En réalité, il ne faut pas seulement isoler la partie de la rémunération du portefeuille en excès du rendement théorique du risque systématique couru par le gestionnaire, mais il faut, aussi, comparer cette sur-rémunération par unité de risque spécifique pris par le gestionnaire du rendement du marché par unité de risque systématique. La qualité du gestionnaire qui intéresse les auteurs est ainsi la capacité de celui-ci à sélectionner des portefeuilles dont le risque spécifique a été rémunéré à un taux par unité de risque supérieur à celui rémunérant le risque systématique.

3-1-6- La mesure de Modigliani-Modigliani

En critiquant les différentes mesures classiques comme quoi elles ne permettent pas aux investisseurs d'interpréter les ratios et d'expliquer pourquoi un portefeuille est plus performant qu'un autre, Modigliani F. et Modigliani L. [1997] ont défini une nouvelle mesure de performance ajustée par le risque

(Risk-Adjusted Performance : RAP). Cette mesure est définie comme suit :

$$RAP(p) = \sigma_M \left(\frac{R_p - R_F}{\sigma_p} \right) + R_F \quad (2.3.26)$$

où $RAP(p)$: performance ajustée par le risque du portefeuille p .

De ce fait, ils notent que leur mesure donne un classement des portefeuilles ou des fonds en utilisant le même portefeuille de marché.

D'autre part, une transformation de la relation (2.3.26) donne :

$$RAP(p) = \frac{\sigma_M}{\sigma_p} (R_p - R_F) + R_F = \frac{\sigma_M}{\sigma_p} R_p + \left(1 - \frac{\sigma_M}{\sigma_p} \right) R_F \quad (2.3.27)$$

En posant $d_p = \frac{\sigma_M}{\sigma_p} - 1$, la relation (2.3.27) devient :

$$RAP(p) = (1 + d_p) R_p - d_p R_F \quad (2.3.28)$$

de même on peut déduire de la relation (2.3.27), la relation :

$$\sigma_M = (1 + d_p) \sigma_p \quad (2.3.29)$$

Modigliani F. et Modigliani L. interprètent le d_p comme suit : si un montant additionnel de $d_p \%$ est investi dans le portefeuille et si cet investissement est financé pour l'achat de titres, alors le risque du portefeuille (σ_p) et le rendement anormal ($R_p - R_F$) du portefeuille vont croître de $d_p \%$ et ce, dans le cas où d_p est positif. Sinon, il faut céder ou vendre $d_p \%$ du montant du

portefeuille et acheter l'équivalent en obligations (titres sans risque).

D'autre part, du point de vue classement de fonds ou de portefeuilles, cette mesure n'apporte pas un plus comme le notent Modigliani F. et Modigliani L. puisqu'elle donne le même résultat que la mesure de Sharpe. En effet, la relation (2.3.26) peut s'écrire :

$$RAP(p) = \sigma_M S_p + R_F \quad (2.3.30)$$

où S_p est le ratio de Sharpe.

L'avantage de cette mesure, comme l'a souligné Lobosco [1999], est qu'elle utilise le même portefeuille du marché, quel que soit le portefeuille étudié. D'autant plus que les investisseurs peuvent interpréter ce ratio.

D'autre part, le meilleur portefeuille par le RAP est un portefeuille donnant le meilleur rendement pour n'importe quel niveau de risque. Toutefois, Muralidhar [2001] montre que cette mesure ainsi que celle de Sharpe sont inadéquates pour donner un classement des portefeuilles.

3-2- Lien entre les différentes mesures de performance

Les mesures de Treynor et de Sharpe ont toutes deux le même numérateur: le taux de rentabilité réalisé net du taux sans risque. Elles ne diffèrent que par leurs dénominateurs, la variabilité

pour Sharpe, la volatilité pour Treynor. Si l'essentiel de la fortune de l'investisseur est investi dans un seul portefeuille dont on cherche à mesurer la performance, le choix de l'indice de Sharpe sera plus judicieux parce qu'il prend en compte le risque total du portefeuille et donc, par construction, la variabilité de l'ensemble de la fortune de l'investisseur. A l'inverse, si le portefeuille ne représente qu'une partie de la fortune de l'investisseur, l'utilisation de la volatilité (et donc de la mesure de Treynor) est plus appropriée. De toutes les façons, les deux mesures de performance donnent des résultats très voisins si le portefeuille est bien diversifié, dans la mesure où le risque total d'un tel portefeuille est identique à son risque de marché.

Dans ce cas, les mesures de Treynor et de Sharpe sont identiques à un facteur multiplicatif près, $\frac{1}{\sigma_M}$.

Si on divise l'équation (2. 3. 12) par β_p on obtient la relation suivante :

$$\frac{\alpha_p}{\beta_p} = \frac{\bar{R}_P - \bar{R}_F}{\beta_p} - (\bar{R}_M - \bar{R}_F) \quad (2.3.31)$$

Cette relation montre que la mesure de Treynor n'est qu'une transformation linéaire de la mesure de Jensen:

$$T_p = \frac{\alpha_p}{\beta_p} + (\bar{R}_M - \bar{R}_F) \quad (2.3.32)$$

Il faut noter, néanmoins, que les deux mesures peuvent conduire à des classements différents quand les risques systématiques des deux fonds ne sont plus identiques.

La mesure de Sharpe peut aussi être déduite de la relation (2.3.12) . si l'on remplace β_p par son expression statistique :

$$(\rho_{PM} \sigma_p \sigma_M) / \sigma_M^2$$

où :

ρ_{PM} : le coefficient de corrélation entre la rentabilité du portefeuille dont on mesure la performance et la rentabilité de l'indice représentatif du portefeuille de marché.

On obtient ainsi:

$$\bar{R}_p - \bar{R}_F = \alpha_p + (\rho_{PM} \sigma_p \sigma_M / \sigma_M^2) [\bar{R}_M - \bar{R}_F] \quad (2.3.33)$$

Dans le cas d'un portefeuille bien diversifié, on peut faire disparaître le terme $\rho_{PM} = 1$. Ainsi en divisant l'équation (2.3.33) par σ_p , on obtient l'indice de Sharpe :

$$S_p = \frac{\alpha_p}{\sigma_p} + \frac{\bar{R}_M - \bar{R}_F}{\sigma_M} \quad (2.3.34)$$

La mesure de performance de Fama est une conséquence de celle de Jensen. En effet, d'après la relation (2.3.18),

$$F_p = R_p - R_F - \frac{\sigma_p}{\sigma_M}(R_M - R_F).$$

De même, la mesure de Moses, Cheyney et Veit est aussi une conséquence de celle de Jensen comme le montre la relation

$$(2.3.25) : PM_j = \frac{J_p}{D_p(R_M - R_F)}.$$

Enfin, la mesure de Modigliani F. et Modigliani L. est une relation linéaire en fonction de la mesure de Sharpe comme le montre la relation (2.3.30) : $RAP(p) = \sigma_M S_p + R_F$.

Pour conclure, on peut dire qu'il n'y a aucune raison pour que les mesures de performances des portefeuilles soient a priori identiques, sauf si la comparaison est effectuée avec des portefeuilles efficients. Le choix de la mesure, en fonction de l'objectif d'évaluation recherché, conditionne donc le classement des portefeuilles.

4- Tests empiriques et critiques

Les méthodes de mesure de performance présentées ont été rapidement mises en cause et les critiques sont d'ordres théorique et empirique. Nous allons faire le point sur les études empiriques dans une première étape, puis présenter les critiques, dans une seconde.

4-1- Tests empiriques

Sharpe [1966] a examiné les performances de 34 fonds communs au cours de la période 1954-1963. Il a constaté qu'en moyenne les 34 fonds étudiés avaient une performance inférieure à celle du marché, puisque la mesure moyenne de Sharpe s'élevait à 0.633, alors que la performance du Dow Jones atteignait 0.667. En outre, 11 fonds seulement, sur les 34, faisaient mieux que l'indice du marché. Cette étude a révélé que le classement de la performance des 34 fonds reste à peu près identique, quel que soit la mesure de performance utilisée.

Dans une étude publiée la même année, Treynor et Mazuy se sont intéressés à la performance d'un échantillon de 57 fonds d'investissement sur la période 1953-1962. Pour ce faire, ils utilisaient une version non linéaire du CAPM. L'argument est le suivant : Si un gérant anticipe des changements de comportement du marché, il modifie alors le risque de son portefeuille à la hausse s'il anticipe une rentabilité du marché supérieure au taux sans risque, et à la baisse sinon. Après avoir estimé ce modèle, les auteurs concluent qu'il n'y a aucune évidence de supériorité en termes de market-timing de la part des gérants car le modèle ne permet pas d'expliquer leur comportement de façon significative.

Jensen [1968] a étudié les rentabilités annuelles de 115 fonds, au cours de la période 1945-1964. Les résultats montrent que les performances des 115 fonds observés n'apparaissent donc pas statistiquement différentes de celles du marché et, quand elles le sont, c'est presque toujours de manière négative. Cette étude a été critiquée par Mains [1977]. Ce dernier a soulevé deux points. Le premier point est que les rentabilités sont sous-estimées car les dividendes sont supposés être réinvestis en fin d'année et non aussitôt après le paiement. Le second point est que les frais sont calculés et ajoutés en fin d'année au lieu d'être intégrés au fur et à mesure que l'année s'écoule.

Il faut noter que les résultats de Sharpe et de Jensen montrent, étant donné que les fonds sont généralement bien diversifiés, que la volatilité constitue une très bonne approximation du risque et n'importe laquelle des trois mesures de Treynor, Sharpe et Jensen peut être utilisée pour mesurer la performance des portefeuilles.

Mac Donald [1974] a analysé les performances de 123 fonds communs, au cours de la période 1960-1969. Ses résultats ne diffèrent guère de ceux de Sharpe et Jensen. En effet, si dans 67 cas sur 123, la mesure de Jensen est positive, elle ne diffère toutefois statistiquement de zéro que dans 17 cas sur 123. D'autre part, si pour 67 cas sur 123 la mesure de Treynor a été

supérieure à celle du marché, la mesure de Sharpe s'est avérée, quant à elle, inférieure à celle du marché pour 84 fonds sur 123. Les résultats sont donc contradictoires et il n'est guère possible de considérer que la performance des fonds est supérieure à celle du marché.

Friend et Blume [1970] ont étudié la corrélation entre les mesures de Treynor, Sharpe et Jensen et le risque des portefeuilles considérés. Ajustées pour prendre en compte le degré de risque des portefeuilles, les mesures des performances auraient dû, théoriquement, être indépendantes du risque couru. Or, l'étude empirique a montré que la relation entre les mesures citées et les variables de risque (soit l'écart type, soit la volatilité) est négative et très significative. Autrement dit, plus le risque d'un portefeuille est important et moins ses performances sont satisfaisantes.

Pour résoudre le problème de l'influence du taux de profit du marché et du niveau de risque encouru, Jacquillat [1971] a étudié la mesure des performances d'un portefeuille et a montré que les mesures de Treynor et de Jensen sont les plus satisfaisantes. D'autre part, il a montré que la mesure de Treynor semble plus apte que celle de Jensen à mesurer la capacité de sélection des titres individuels. Des considérations de coût les départageront pour l'évaluation de la capacité de prévision des

trends boursiers. Les résultats de Jacquillat montrent que la mesure de Sharpe a l'avantage d'être un bon instrument de l'analyse des performances passées.

Peterson et Rice [1980] ont soumis à l'investigation empirique la critique de Roll. Ils ont mesuré les taux de rentabilité trimestriels de 15 fonds mutuels pendant deux périodes de cinq ans, 1967-1971 et 1972-1976. Quatre indices représentatifs du portefeuille de marché ont été testés : le Dow Jones des valeurs industrielles, le S & P ainsi que deux indices englobant l'ensemble des actions cotées sur le NYSE, l'un pondéré par leurs capitalisations boursières et l'autre avec des pondérations égales. Les résultats montrent que, quel que soit l'indice utilisé, les différentes mesures de performance sont presque identiques.

Les auteurs ajoutent que les critiques de Roll s'adressent uniquement aux mesures de performance qui utilisent le bêta, c'est à dire les mesures de Treynor et de Jensen. La mesure de Sharpe qui ajuste la rentabilité par l'écart type des taux de rentabilité est exempte de ces critiques.

Les études de Grinblatt et Titman [1992], Hendricks, Patel et Zeckhauser [1993], Bauman et Miller [1994] et Brown et Goetzmann [1995] détectent un certain degré de persistance des performances, c'est à dire que les fonds ayant connu de bonnes

performances dans le passé ont quelques chances de réaliser de bonnes performances dans le futur.

Lenormand-Touchais [1998] ne trouve pas de persistance à moyen terme sur le marché français.

Toutes ces études ne sont donc pas très rassurantes pour l'investisseur puisqu'elles montrent que les bons fonds sont rares et difficiles à repérer.

4-2- Critiques des diverses mesures de performances

Les mesures de performance traditionnelles souffrent de graves inconvénients. Les biais inhérents aux méthodes d'estimation des qualités du gestionnaire font qu'aucune conclusion ne peut être tirée quant à la bonne gestion du portefeuille évalué.

Une des premières critiques adressées aux mesures de performances traditionnelles présentées a concerné le caractère variable du coefficient bêta d'un portefeuille activement géré. En levant l'hypothèse de constance du bêta pendant la période d'évaluation, les analyses traditionnelles peuvent être considérées comme obsolètes puisqu'elles ne permettent pas de juger correctement de la performance d'un fonds géré.

Roll [1977] montre que si le portefeuille de référence choisi n'est pas efficient, les mesures de performance sont complètement arbitraires. Plus précisément, les portefeuilles qui

sont au-dessus de la droite de marché pour un portefeuille de référence, seront au-dessous pour un autre portefeuille.

Le classement dépend donc, non pas de la performance du gestionnaire, mais du choix du portefeuille de référence.

Dans le même contexte, quand il s'agit d'un portefeuille inefficent, Dybvig et Ross [1985a] distinguent les situations où il existe un actif sans risque, de celles où il n'en existe pas.

Dans le premier cas, le gestionnaire qui obtient de bonnes performances aura une mesure de performance positive. Le problème vient du fait que de mauvais gestionnaires auront aussi une mesure positive. Pour résumer, si la mesure de performance est négative, l'investisseur peut exclure la possibilité d'une performance supérieure mais, si la mesure est positive, il ne peut rien conclure.

En l'absence d'actif sans risque, leur conclusion est encore moins favorable à l'analyse des performances fondées sur la droite de marché. Si la mesure de performance est négative, l'investisseur ne peut rejeter la possibilité que le portefeuille géré soit effcient, par contre il sait qu'il ne domine pas l'indice de référence. Si la mesure est positive, il ne peut rien conclure.

Dumas et Allaz [1995] s'étonnent du fait que ces mesures traditionnelles soient encore utilisées dans des études récentes et suggèrent qu'elles doivent disparaître des manuels de théories

financières. En effet, pour eux la mesure de performance de Jensen dépend du risque systématique pris par le gestionnaire et par conséquent, ne reflète pas entièrement les capacités prédictives du gestionnaire évalué et donc ne saurait être une mesure relative de classement. Quant aux mesures de Treynor et de Sharpe, elles n'ont le caractère de mesure relative que si le risque systématique pris par le gestionnaire est constant au cours de la période d'évaluation.

En conclusion, nous présentons les critiques formulées par Jacquillat et Solnik [1997] et qui les ont regroupé en cinq catégories :

- Comparer la performance d'un portefeuille dont on a ajusté la rentabilité par le risque à un indice n'est pas juste. En effet, la performance d'un indice ne peut pas être identique à la performance d'une gestion indiciaire, dans la mesure où cette dernière supporte certains coûts qui devraient être retranchés de la performance de l'indice représentatif utilisé pour pouvoir la comparer valablement à la performance du portefeuille évalué.
- Bien que la rentabilité réalisée pour un portefeuille sur une certaine période puisse être mesurée avec précision, celle-ci ne représente qu'une estimation de la véritable capacité du gérant. En effet, le taux de rentabilité réalisé constitue une observation faite parmi une distribution des taux de rentabilité obtenus sur

un grand nombre de périodes successives. Ce n'est qu'après un certain nombre de périodes que l'on pourra effectivement distinguer entre la chance et les réelles capacités de gestion.

- Il n'est pas réaliste de supposer que les taux sans risque et les taux d'emprunt sont identiques. Supposer leur égalité a pour conséquence de fixer un standard de comparaison très élevé pour les portefeuilles à haut risque.

- Tous les indices de performances, et notamment ceux de Treynor et de Jensen, supposent la stationnarité du bêta, ce qui n'est pas forcément le cas dans la réalité : les gérants des fonds d'investissement peuvent changer d'objectifs au cours de la période de gestion et ce, en fonction des conditions du marché, ce qui modifie le risque du portefeuille. Par conséquent le dénominateur de la mesure de treynor change, ainsi que la mesure du bêta dans l'équation de régression de Jensen.

- Enfin, la mesure des taux de rentabilité du marché peut être entachée d'erreurs, ce qui est susceptible d'avoir un impact non négligeable sur la mesure de performance et la comparaison des portefeuilles entre eux.

D'autres critiques ont été soulignées par Lehmann et Modest [1987] qui concluent à la sensibilité de la mesure de Jensen au nombre de facteurs représentatifs de la structure factorielle.

Ferson et Shadt [1996] et Kryzanowski, Lalancette et To [1997] observent que le conditionnement des primes de risque et des coefficients de risque systématique influe sur la mesure de Jensen. Muralidhar [2001] montre que la mesure de Modigliani-Modigliani ainsi que celle de Sharpe sont inadéquates pour donner un classement des portefeuilles.

4-3- Application au marché Tunisien (BVMT)

Nous avons effectué une étude sur la performance des différents titres cotés à la BVMT afin de comparer les différentes mesures de performance.

4-3-1- Les données utilisées

Nous avons collecté les données auprès de la bourse des valeurs mobilières de Tunis, puis nous avons calculé les rendements journaliers moyens par mois $R_{i,t}$ de toutes les actions négociables sur la cote permanente. La période d'étude s'étend de janvier 1991 à août 2000. Les actions retenues sont au nombre de quarante (voir tableau 2.4.1).

Nous avons retenu deux variables, la rentabilité des actifs et la rentabilité du marché, et nous avons choisi R_f le taux du placement le moins risqué à savoir le taux des bons de trésor (taux du marché monétaire) qui varie d'une année à l'autre (voir tableau 2.4.2).

Mesure de performance des titres												
	M1		M2		M3		M4		M5		M6	
	Treynor	cla	Sharp1	cla	Sharp2	cla	Jensen	cla	MCV	cla	Fama	cla
ATB	-0.0025	28	-0.775	19	-0.204	17	-6E-05	17	0.0164	24	-6.1E-05	17
BDET	-0.0022	26	0.143	8	0.119	12	-0.0002	18	0.004	25	-1.7E-04	18
BIAT	-0.0046	33	-1.98	36	-0.285	28	-13E-04	26	0.82	6	-1.3E-03	26
BNDT	-0.0017	22	-0.696	16	-0.263	24	0.0009	11	-0.218	29	9.06E-04	11
BNA	-0.0061	34	-1.62	30	-0.256	21	-14E-04	27	0.634	8	-1.4E-03	27
BS	-0.0028	29	-1.97	35	-0.339	33	-0.0005	20	0.574	10	-5.00E-04	20
BT	-0.0029	30	-1.79	33	-0.244	20	-0.0005	19	0.462	14	-4.95E-04	19
STB	-0.0036	32	-1.95	34	-0.284	27	-0.001	24	0.739	7	-9.75E-04	24
UBCI	-0.0023	27	-1.34	27	-0.323	31	0.00012	16	-0.059	27	1.16E-04	16
PT	-0.0012	15	-0.719	17	-0.206	18	0.00208	9	-0.843	37	2.08E-03	9
ASTR	0.00239	8	0.381	4	0.29	9	0.0114	2	-0.419	32	1.14E-02	2
SFBT	-0.0001	12	-0.069	11	-0.025	14	0.00648	4	-1.49	38	6.48E-03	4
AIR LI	0.0008	10	0.201	7	0.0984	13	0.00504	7	-0.5	33	5.04E-03	7
MOTE	-0.0015	18	0.235	6	0.187	11	-0.0019	30	0.0513	23	-1.89E-03	30
T LEA	-0.0021	24	-1.22	26	-0.257	23	0.00033	13	-0.181	28	3.34E-04	13
ICF	0.00421	7	-0.944	22	-0.223	19	-0.0027	33	0.542	12	-2.72E-03	33
BH	-0.0017	20	-1.1	24	-0.281	26	0.00099	10	-0.766	36	9.87E-04	10
ABAN	-0.0019	23	-1.67	32	-0.386	36	0.00086	12	-5.74	40	8.58E-04	12
MON	-0.0017	21	0.343	5	0.221	10	-0.0043	37	0.0553	22	-4.32E-03	37
TUSA	-0.0073	38	-0.645	14	-0.273	25	-0.0012	25	0.219	17	-1.16E-03	25
BTEI	-0.0067	36	-1.41	28	-0.334	32	-0.0016	28	0.539	13	-1.55E-03	28
SPDIT	-0.0016	19	-0.984	23	-0.673	39	0.00346	8	-0.637	35	3.46E-03	8
UIB	-0.0073	39	-2.67	37	-0.368	34	-0.002	31	1.36	5	-1.95E-03	31

TUNI	-0.003	31	-0.862	21	-0.302	30	-0.0005	21	0.117	20	-5.20E-04	21
MGE	0.0147	4	-0.321	13	-0.257	22	-0.0009	23	0.166	19	-9.26E-04	23
CART	-0.001	14	0.466	3	0.432	6	-0.116	40	0.204	18	-1.16E-01	40
ALKI	0.00483	6	-4.28	39	-0.469	38	-0.005	38	1.49	4	-5.03E-03	38
SPCD	-0.0015	17	-0.664	15	-0.419	37	0.00578	5	-0.383	31	5.78E-03	5
CIL	-0.0071	37	-1.48	29	0.382	7	-0.0016	29	0.582	9	-1.57E-03	29
ATL	3.7E-05	11	-0.026	9	0.743	3	-0.006	39	0.444	15	-6.00E-03	39
STAR	-0.0022	25	-1.63	31	-0.193	16	0.00031	14	-0.343	30	3.11E-04	14
SIMP	-0.0008	13	-0.836	20	-0.295	29	0.0104	3	5.13	1	1.04E-02	3
AMLE	0.00821	5	-0.72	18	0.463	5	-0.0022	32	0.387	16	-2.21E-03	32
MAZR	0.0195	3	-13.3	40	-0.835	40	-0.004	36	3.92	2	-3.7E-03	36
SOTE	0.0015	9	0.958	2	1.87	1	0.0056	6	-3.67	39	5.64E-03	6
BATA	0.0259	1	-1.2	25	-0.071	15	-0.0037	35	0.568	11	-3.66E-03	35
GLEA	-0.0014	16	-0.066	10	0.503	4	0.00017	15	-0.021	26	1.73E-04	15
SIAM	0.0228	2	1.05	1	0.771	2	0.0892	1	-0.557	34	8.92E-02	1
SOTU	-0.0864	40	-3.99	38	-0.372	35	-0.0035	34	1.86	3	-3.45E-03	34
SOTU	-0.0065	35	-0.301	12	0.293	8	-0.0008	22	0.0921	21	-8.23E-04	22

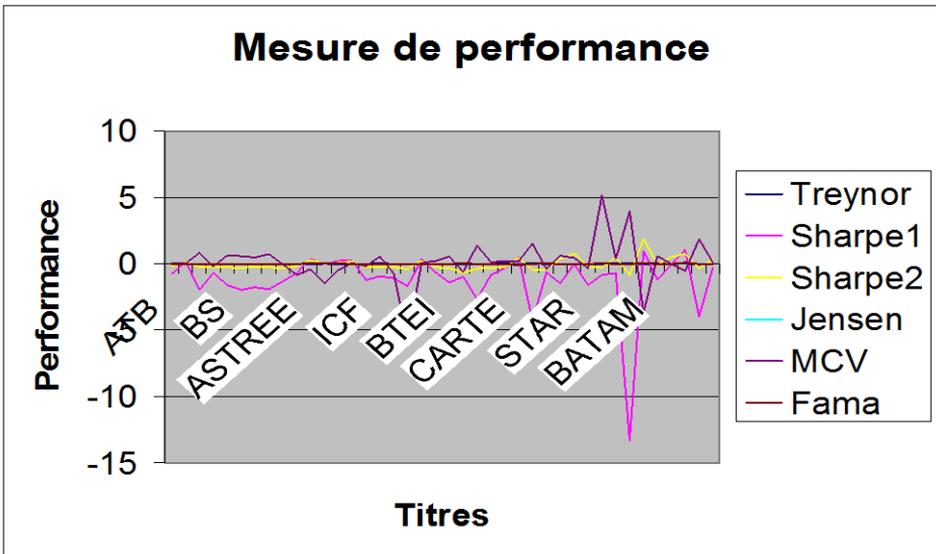
Tableau (2.4.1): Mesure de performance par les indices

Taux du marché monétaire en %					
année	1991	1992	1993	1994	1995
taux	11.8125	11.7708333	10.6510417	8.8125	8.8125
année	1996	1997	1998	1999	2000
taux	8.67708333	6.875	6.88	5.98958333	5.875

Tableau (2.4.2) : Taux du marché monétaire

4-3-2- Résultats et interprétation

Le graphique (2.4.1) ainsi que le tableau (2.4.1) montrent que le classement des titres par les différentes mesures présente des différences considérables.



Grahpique (2.4.1) : Mesure de performance par les différents indices

La raison de la différence des rangs se concorde avec celle constatée par Jacquillat [1971] qui a déduit que pour l'analyse des performances passées, l'indice de Treynor ne reflète que partiellement le niveau de risque encouru et biaise les comparaisons entre fonds, dans la mesure où les degrés de diversification sont différents, pour la simple raison que Treynor

ne retient que la composante systématique du risque total, dans son ratio, négligeant le risque diversifiable. De ce fait, Jacquillat conclut que, dans le cadre de l'analyse historique, la mesure de Sharpe est préférable à celle de Treynor.

D'autre part, Jacquillat a remarqué que l'analyse prévisionnelle des performances doit être basée sur les éléments permanents au cours du temps de la gestion et éliminer les effets provisoires de la politique du fonds. Aussi, le risque systématique apparaît-il comme la composante du risque total, adoptée à une analyse prévisionnelle. Dans ce cadre, il a préféré la mesure de Treynor à celle de Sharpe. Certes, la différence réside au niveau du risque. En effet, plus le risque d'un actif ou d'un portefeuille est important, et moins ses performances sont satisfaisantes.

Ainsi, Jacquillat préfère l'indice de Sharpe à celui de Treynor s'il s'agit de performances passées et inversement s'il s'agit d'une analyse prévisionnelle des performances.

En conclusion, on peut dire que ces mesures n'apportent pas le plus d'information, que cherchent les investisseurs, sur la performance des titres pour qu'ils puissent composer leurs portefeuilles. D'autant plus, que la classification par les différentes mesures ne peut pas constituer pour eux un outil efficace pour la bonne composition de leurs portefeuilles vu la différence des rangs des différentes mesures. Cette différence

des rangs nous a poussé à faire un test de rang afin de confirmer ou infirmer ces divergences et ce, par le test de Spearman.

4-3-3- Test par le coefficient de rang de Spearman

Le coefficient de Spearman est approprié lorsque l'échelle de la première variable constitue une mesure ordinale et que celle de la deuxième est soit une échelle ordinale, soit une échelle de rapport ou d'intervalle. Ce coefficient est basé sur la différence des rangs obtenus par les individus sur les deux variables et est défini comme suit :

$$R_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n D_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (2.4.1)$$

Où D_i représente pour chaque observation, la différence de rang obtenu sur les deux variables et n représente le nombre d'observations.

L'analyse des différents rangs du tableau (2.4.1) par le coefficient de Spearman est illustré par le tableau (2.4.3).

Dans ce tableau, nous avons effectué un test sur les différentes mesures prises deux à deux. On peut constater qu'il y a une corrélation parfaite entre la mesure de Jensen et celle de Fama. Ceci est prévisible puisque la mesure de Fama est une dérive de celle de Jensen. D'ailleurs, elles donnent le même rang.

On peut aussi remarquer une absence de corrélation entre la mesure de Jensen et celle de Moses, Cheney et Veit ainsi que celle de Sharpe et Moses, Cheney et Veit. Ceci peut s'expliquer par le fait que celle de Moses, Cheney et Veit tient compte du risque spécifique ou non-systématique, chose absente dans les mesures de Jensen et Sharpe.

Test par le coefficient de Spearman		
mesures	somme D²	Spearman
(M1,M2)	6212	0,56223
(M1,M3)	7466	0,47385
(M1,M4)	9336	0,34207
(M1,M5)	13314	0,06173
(M1,M6)	9336	0,34207
(M2,M3)	2842	0,79972
(M2,M4)	7382	0,47977
(M2,M5)	16668	-0,1746
(M2,M6)	7382	0,47977
(M3,M4)	10330	0,27202
(M3,M5)	13802	0,02734
(M3,M6)	10330	0,27202
(M4,M5)	18146	-0,2788
(M4,M6)	0	1
(M5,M6)	18146	-0,2788

Tableau (2.4.3) : Test de Spearman

Enfin, une corrélation non parfaite entre la mesure de Treynor et celle de Sharpe ainsi que la mesure de Jensen et celle de Sharpe. Ceci s'explique par le fait que la mesure de Jensen et celle de Treynor utilisent le risque systématique quant à celle de Sharpe, elle utilise le risque total.

Tout ceci ne peut que confirmer le fait que ces mesures ne représentent pas le bon instrument afin d'éclaircir l'investisseur sur le choix des titres les plus performants.

5- Mesure de performance en présence d'asymétrie de l'information

5-1- Le modèle de Gendron [1983]

Le gestionnaire de portefeuille a des croyances a priori sur le rendement du marché. Il observe un certain signal à partir duquel il ajuste ses prévisions et procède à la sélection de son portefeuille. C'est ce portefeuille qui sera utilisé pour l'évaluation de la performance.

5-1-1- Le modèle pour la synchronisation du marché

Ce modèle est représentatif des divers modèles d'information suggérés dans la littérature pour la mesure de performance.

En posant :

W_0, W_1 : Les valeurs, respectivement de début et fin de période du portefeuille ;

X_M : La proportion du portefeuille investie dans le marché ;

$\tau_M \equiv R_M - R_F$: Le rendement du marché en excès du taux sans risque ;

$\tau_p \equiv R_p - R_F$: Le rendement du portefeuille en excès du taux sans risque ;

$U(\tau) \equiv -\left(\frac{1}{a}\right)e^{(-a\tau)}$: Une fonction d'utilité exponentielle, où a est une constante représentant l'aversion absolue au risque.

Le gestionnaire de portefeuille croit que la distribution de τ_M est normale de moyenne μ et variance connue σ^2 .

$$\tau_M \rightarrow N(\mu, \sigma^2) \quad (2.5.1)$$

La valeur de sa gestion vient du fait qu'il peut prédire, avec une certaine précision, le rendement du marché pour la période qui vient. Ceci peut provenir du fait qu'il possède de l'information supérieure à celle des autres gestionnaires de portefeuille, une habileté supérieure à traiter l'information ou une combinaison des deux.

Cette capacité de gestion supérieure est modélisée en disant que le gestionnaire de portefeuille observe un signal Y qui lui

indique ce que sera le rendement du marché avec une erreur ε , normalement distribuée, de moyenne 0 et de variance σ_ε^2 .

$$Y = \tau_M + \varepsilon, \quad \varepsilon \rightarrow N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2.5.2)$$

A partir de ce signal, le gestionnaire de portefeuille ajuste ses prévisions. Dans ce cadre bayésien, Gendron montre que la distribution a posteriori de τ_M étant donné le signal $Y=y$, est normale.

$$\tau_M / y \rightarrow N(\mu', (\sigma')^2) \quad (2.5.3)$$

$$\text{où: } 1/(\sigma')^2 = 1/\sigma^2 + 1/\sigma_\varepsilon^2$$

$$\mu' = (\sigma')^2 [\mu/\sigma^2 + y/\sigma_\varepsilon^2]$$

La sélection de portefeuille est faite en choisissant X_M , la proportion investie dans le marché, qui maximise l'utilité espérée de la richesse W_1 de fin de période étant donné y où

$$W_1 = W_0(1 + R_F) + W_0 X_M (R_M - R_F) \quad (2.5.4)$$

Puisque le rendement du portefeuille est une transformation linéaire de W_1 :

$$\tau_p = \{(W_1/W_0) - 1\} - R_F \quad (2.5.5)$$

$$= X_M \cdot \tau_M$$

et que la fonction d'utilité est exponentielle, la sélection de portefeuille peut se faire en choisissant X_M qui maximise

l'utilité espérée du rendement du portefeuille étant donné le signal

$$\text{Max}_{x_m} [E(U(\tau_p / y))] = \text{Max}_{x_m} [E(-(1/a) \exp(-a(\tau_p / y)))] \quad (2.5.6)$$

Puisque (τ_m / y) est normal, (τ_p / y) est normal et l'exponentielle en (2.5.6) est lognormale avec une moyenne de : $\exp\{E(.) - \text{Var}(.)/2\}$.

On peut donc réécrire le problème de la façon suivante:

$$\text{Max}_{x_m} \{ [E(\tau_p / y) - (a/2)\text{Var}(\tau_p / y)] \}$$

Puisque de (2.5.5), $E(\tau_p / y) = X_m E(\tau_m / y)$ et

$\text{Var}(\tau_p / y) = X_m^2 \text{Var}(\tau_m / y)$, la condition de premier ordre donne

$$E(\tau_m / y) - aX_m \text{Var}(\tau_m / y) = 0 \quad \text{ou}$$

$$X_m = E(\tau_m / y) / [a \text{Var}(\tau_m / y)]. \quad (2.5.7)$$

En utilisant (2.5.2), Gendron [1989] obtient le résultat suivant : la stratégie de portefeuille qui maximise l'utilité espérée du gestionnaire de

portefeuille est donnée par :

$$X_m = (1/a) [\mu / \sigma^2 + y / \sigma_\varepsilon^2]. \quad (2.5.8)$$

La proportion investie dans le marché varie directement avec le rendement espéré du marché μ et sa précision $(1/\sigma^2)$ ainsi qu'avec le signal y et sa précision $(1/\sigma_\varepsilon^2)$. Ainsi un signal faible mais précis peut être déterminant dans la sélection de portefeuille.

Gendron signale qu'il faut être prudent dans l'interprétation de $(1/a)$. Pour la fonction d'utilité exponentielle, a représente le coefficient d'aversion absolue au risque, défini comme $-U''(\cdot)/U'(\cdot)$. Dans ce cas, puisque l'argument de $U(\cdot)$ est une fonction de la prévision du gestionnaire de portefeuille, $(1/a)$ devrait être interprété comme la volonté du gestionnaire de portefeuille de miser sur sa prévision. Ceci avait été souligné par Jensen [1972].

Connaissant X_m , Gendron obtient de (2.5.5) le rendement du portefeuille en fonction du rendement du marché.

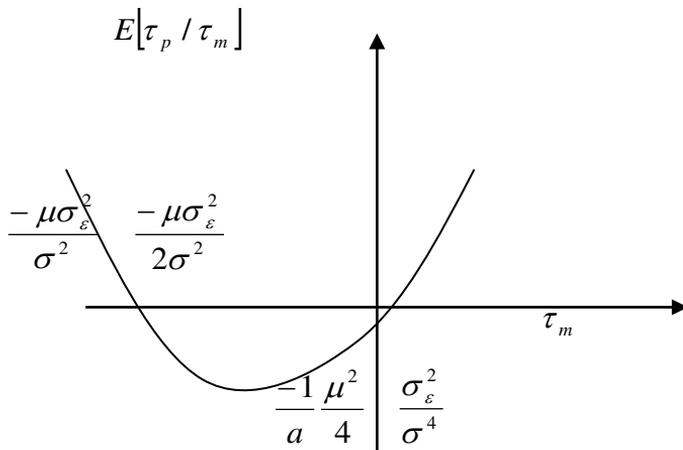
$$\tau_p = (\tau_m/a)(\mu/\sigma^2 + y/\sigma_\varepsilon^2) = (\tau_m/a)(\mu/\sigma^2 + \tau_m/\sigma_\varepsilon^2 + \varepsilon/\sigma_\varepsilon^2) \quad (2.5.9)$$

Ce qui intéresse un investisseur, c'est le rendement espéré du portefeuille étant donné une certaine réalisation du rendement du marché. Ceci représente le produit que le gestionnaire de portefeuille a à offrir, c'est à dire ce que l'on peut espérer comme rendement d'un portefeuille, pour certain rendement de marché,

si l'on suit ses conseils. Ce produit est appelé, par Gendron, fonction de rendement. La fonction de rendement offerte par le gestionnaire de portefeuille est donnée par:

$$E[\tau_p / \tau_m] = (\mu\tau_m / \sigma^2 + \tau_m^2 / \sigma_\varepsilon^2) / a \quad (2.5.10)$$

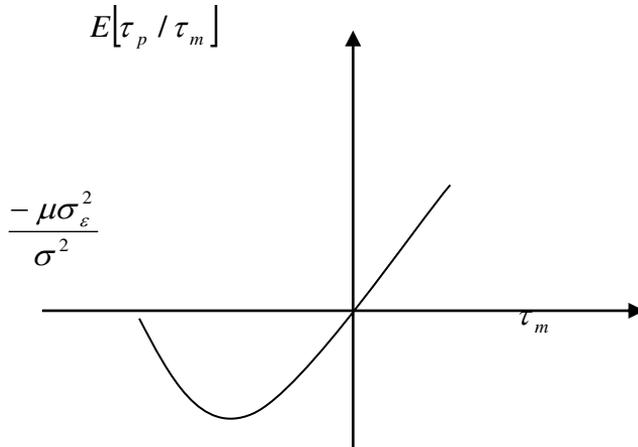
Gendron remarque que la fonction de rendement ignore le risque associé à ε , qui est supposé diversifiable. Merton [1981] discute du rôle de ce risque dans les mesures de performance. D'autre part, la forme de cette fonction est quadratique, ce qui n'est pas inhabituel. La fonction de rendement est illustrée par le graphique (2.5.1).



Graphique (2.5.1) : La fonction de rendement

Gendron conclut que, si le gestionnaire de portefeuille doit faire face à des restrictions sur sa stratégie de placement, sa fonction de rendement sera affectée. Par exemple, s'il ne peut faire de

ventes à découvert, sa fonction de rendement aura la forme illustrée par le graphique (2.5.2).



Graphique (2.5.2) : La fonction de rendement restreinte

5-1-2-Evaluation de la performance du gestionnaire de portefeuille

Tel que mentionné précédemment, la fonction de rendement représente le produit du gestionnaire de portefeuille. Afin de mesurer sa performance, Gendron évalue donc sa fonction de rendement. A cette fin, il utilise une procédure d'évaluation sans risque ou " risk neutral valuation relationship " (RNVR). On dit qu'une RNVR existe si la valeur du titre contingent en début de période $W(p_0)$ peut être décrite comme une fonction de la valeur

de l'actif sous-jacent (p_0). Brennan [1979] définit $W(p_0)$ comme

$$\text{suit: } W(p_0) = (1 + R_F)^{-1} \int_{-\infty}^{+\infty} g(p_1) \bar{t}(p_1 / p_0) dp_1 .$$

où $g(p_1)$: la valeur du titre contingent en fin de période en fonction de la valeur de fin de période du titre sous-jacent;

$\bar{t}(p_1 / p_0)$: la fonction de distribution de la valeur de fin de période du titre sous-jacent étant donné sa valeur initiale dont la moyenne est $p_0(1 + R_F)$.

Dans le modèle de Gendron, le titre contingent est la fonction de rendement et le titre sous-jacent est le rendement sur 1\$ investi dans le marché.

Cette procédure d'évaluation est la même que si tous les investisseurs étaient neutres face au risque, ce qui n'est toutefois pas nécessaire. Par exemple, une RNVR tiendrait dans une situation de transactions continues et de non-satisfaction des désirs des investisseurs, ou en situation de transaction non continues sous certaines hypothèses de distribution et d'attitude face au risque

(Brennan [1979]). Gendron suppose qu'une RNVR tient dans son modèle. Il définit, sous les hypothèses de son modèle, la valeur de la performance du gestionnaire de portefeuille par:

$$(1 + R_F)^{-1} \cdot (1/a) \cdot (\sigma^2 / \sigma_\varepsilon^2) . \quad (2.5.11)$$

La valeur de la performance du gestionnaire de portefeuille augmentera avec la variabilité du rendement de marché, la précision de son signal et sa volonté de miser sur sa prévision. Dans son modèle Gendron suppose que σ^2 est connu. Or, dans la pratique, il faut plutôt utiliser un estimé de σ^2 . Puisque R_F est connu, Gendron a estimé seulement a et σ_ε^2 . Pour cela, il a utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires et a montré que les estimés des moindres carrés sont des estimés du maximum de vraisemblance.

5-2- Le modèle de synchronisation du marché de Merton

Merton [1981] développe une théorie pour l'évaluation de la capacité de synchronisation du marché du gestionnaire de portefeuille lorsqu'il n'y a que deux prédictions possibles: le marché aura un rendement supérieur ou inférieur au titre sans risque.

Gendron [1989] a considéré le cas le plus général de ceux étudiés par Merton, soit celui où les investisseurs ont de l'information différente et où la prévision du gestionnaire de portefeuille peut s'avérer incorrecte.

Merton suppose que le gestionnaire de portefeuille investit $100 n_1$ % de son fonds dans le marché et $100(1- n_1)$ % dans le titre sans risque s'il prévoit que le titre sans risque réalisera un

rendement supérieur à celui du marché. Dans le cas contraire, les proportions sont $100 n_2 \%$ et $100(1 - n_2)\%$ respectivement.

En utilisant une notation aussi près que possible de celle de

Merton, Gendron montre que $E(\theta/\tau_m) = p_1$ si $\tau_m \leq 0$

et $E(\theta/\tau_m) = p_2$ si $\tau_m > 0$. (2.5.12)

avec $\theta=1$ si la prévision est correcte et $\theta=0$ si la prévision est fautive.

Merton montre que si, à l'équilibre, les titres sont évalués selon le CAPM alors la rémunération du gestionnaire de portefeuille devrait être:

$$(p_1 + p_2 - 1)(n_2 - n_1)g \quad (2.5.13)$$

où g est le prix d'une option de vente avec un prix d'exercice de R_F . Cependant, Merton [1981] souligne que, dans ce cas, vente et achat sont interchangeables.

Gendron [1989] montre que le résultat de Merton quant à la rémunération du gestionnaire de portefeuille, donnée par la relation (2.5.13), peut être obtenu en utilisant le modèle général de synchronisation du marché du paragraphe (5-1-2).

5-3-Le modèle d'anticipation rationnelle de Admati et Ross

Dans les modèles considérés jusqu'à présent, bien que l'ensemble des individus possèdent une information homogène, il est possible pour certains gestionnaires de portefeuille d'avoir

une information supérieure. Admati et Ross [1985] apportent une dimension supplémentaire en développant un modèle où les acteurs ont des croyances différentes et un comportement rationnel.

Dans ce modèle, les investisseurs possèdent de l'information privilégiée. L'attitude face au risque et la précision de l'information varient pour chacun. L'information privilégiée est agrégée et partiellement révélée par les prix d'équilibre des titres. Les investisseurs ont des anticipations rationnelles en ce sens qu'ils choisissent leur portefeuille optimal en maximisant l'utilité espérée de leur richesse de fin de période, étant donné leur information privilégiée et les prix d'équilibre qui reflètent l'information des autres investisseurs.

Le vecteur des prix d'équilibre dépend du rendement et de l'offre de chaque titre ainsi que des paramètres agrégés de l'économie. Ils dépendent plus particulièrement de la moyenne harmonique des coefficients d'aversion au risque et de la moyenne pondérée des matrices de précision où les poids sont donnés par les coefficients d'aversion au risque.

Les fonctions individuelles de demande sont données par l'équation suivante:

$$D(y, p) = (1/a)\{E[F/y, p] - R_p\} / \text{Var}[F/y, p] \quad (2.5.14)$$

où : p : vecteur de prix;

y: vecteur de signaux;

F: vecteur de biens de consommation produits par les actifs risqués;

R: vecteur de biens de consommation produits par l'actif sans risque.

On remarque la similarité entre cette relation (2.5.14) et la relation (2.5.7).

Admati et Ross étudient les mesures de performance traditionnelles basées sur la relation rendement-risque dans le cadre de leur modèle. Ces mesures devraient accorder une performance supérieure à un gestionnaire de portefeuille mieux informé ou possédant des signaux plus précis. Ils vérifient que ce n'est pas le cas, de façon similaire à Dybvig et Ross [1984a].

Enfin, ils expliquent l'échec de ces mesures par le fait que l'espérance conditionnelle du rendement du gestionnaire de portefeuille étant donné le rendement du marché, appelée aussi fonction de rendement dans le modèle général de Gendron, est quadratique.

CONCLUSION

On ne peut pas nier le rôle qu'ont joué les modèles d'évaluations des actifs financiers dans le développement de la finance moderne et plus particulièrement le CAPM qui joue encore un rôle de premier plan dans les études empiriques.

Toutefois, ces modèles n'échappent pas aux critiques qui leurs sont adressées par plusieurs auteurs. En effet, Dumas et Zisswiller [1984] montrent qu'on ne peut jamais calculer les bêtas des titres individuels avec précision. Ces derniers constatent que le rendement d'un titre est lié à sa variance ou à sa capitalisation boursière. Or, des auteurs comme Basu [1977], Banz [1981], Reinganum [1981] et d'autres encore ont constaté que la taille ou le PER sont des variables pertinentes pour le calcul du rendement d'un titre ou d'un portefeuille. En estimant donc le taux de rendement seulement en fonction de bêta, on aboutira à des résultats biaisés dus à des erreurs de spécification. D'autre part, Roll [1977] a affirmé qu'un test du CAPM n'a de sens que si l'on connaît exactement la composition du portefeuille du marché. Or, ce n'est pas le cas, car celui-ci doit contenir tous les actifs existants, qu'ils soient financiers, immobiliers ou même humains.

Les études les plus récentes, notamment celles de Fama et French [1992, 1996 et 1998] et Daniel et Titman [1997], montrent que la taille des sociétés mesurée par leur capitalisation boursière explique une partie importante des rentabilités et que ce facteur semble jouer un rôle plus important que le risque systématique. Parmi les autres facteurs avancés dans la littérature expliquant la rentabilité des titres, il semble

que le « book-to-market ratio » qui est le rapport de la valeur comptable des fonds propres sur leur valeur boursière, joue un rôle lui aussi important. Ainsi, Fama et French, longtemps défenseurs du CAPM, affirment aujourd'hui que la relation entre le bêta et la rentabilité moyenne sur la période 1941-1990 est faible, peut-être inexistante, et le modèle ne décrit pas les rentabilités des 50 dernières années. Dans le même contexte Reinganum [1981], Lakonishok et Shapiro [1986] et Chopra et Ritter [1989] mentionnent l'inexistence d'une quelconque relation entre les bêtas des actifs et les rentabilités moyennes. La fin du bêta est alors clairement décrétée par certains auteurs, notamment Dreman [1992] et Grinold [1993]. Notons que Ross [1976] a proposé une théorie alternative au CAPM: la théorie de l'arbitrage ou A.P.T. Cette théorie, ou ce modèle, ne fait pas intervenir, du moins explicitement, le portefeuille du marché. Toutefois, il n'a pas échappé, lui non plus, aux critiques. La principale critique qu'on peut lui adresser vient du fait que l'APT ne donne aucune indication sur la mesure ou l'identité des différents facteurs de risque, ni même sur l'amplitude ou le signe des primes de risque associées à chaque facteur : ces facteurs sont d'origine inconnue, et l'APT cherche à les déterminer (empiriquement). Malheureusement, les résultats des différents tests empiriques de l'APT ne nous permettent pas

encore de connaître le nombre exact et la nature des différents facteurs communs de risque, comme l'ont souligné Fama et French [1998]. Malgré toutes ces critiques, ceci n'a pas empêché les chercheurs à définir des méthodes ou mesures basées sur les modèles d'évaluation afin d'évaluer la performance des gérants de portefeuilles. Ces mesures de performance proposées dans la littérature ont fait l'objet de sévères critiques dans la mesure où elles ne prennent pas compte de toutes les données nécessaires.

Après avoir présenté les principales mesures de performance relatives au modèle d'évaluation, nous avons montré que les analyses de ces auteurs souffrent, en premier lieu, de la critique de Roll [1977].

Nous avons aussi montré qu'aucune de ces mesures ne fait l'objet d'un véritable consensus parmi les auteurs. Certes, ces mesures sont relativement similaires pour des portefeuilles diversifiés, mais la principale différence concerne la norme de risque considéré à savoir le risque total, le risque systématique et le risque spécifique. Malgré ces critiques, la mesure de performance a connu de nombreux développements dans la littérature.

En premier lieu, il fallait corriger un premier biais des mesures traditionnelles de performance qui accordent le même poids au risque systématique et au risque spécifique du portefeuille, alors

que seul le premier est théoriquement rémunéré. Fama [1972] propose donc de comparer la rémunération du portefeuille considéré à la rémunération d'un portefeuille de même risque total mais ne comportant que du risque systématique. Moses, Cheney et Veit [1987] proposent une nouvelle mesure de performance qui consiste à normer le rendement excédentaire du portefeuille par le risque spécifique de celui-ci. Plus tard, Modigliani-Modigliani [1997] ont proposé une mesure permettant aux investisseurs de donner une interprétation financière au ratio. D'autant plus, comme l'a souligné Lobosco [1999], que cette mesure a l'avantage d'incorporer le portefeuille du marché et ce, quel que soit le portefeuille utilisé. Toutefois, Muralidhar [2001] montre que cette mesure ainsi que celle de Sharpe sont inadéquates pour donner un classement des portefeuilles.

En second lieu, et en raison de la non-stationnarité des bêtas des portefeuilles gérés activement, Grinblatt et Titman [1989a] montrent que les capacités de prévision du gestionnaire ne sont pas sans conséquence sur les mesures de performance. Ils montrent, en effet, que les analyses menées à partir de ces mesures conduisent à des aberrations : le « bon » prévisionniste du rendement de marché futur peut être considéré comme un « mauvais » gestionnaire au sens de ces mesures.

Quant aux études empiriques sur la performance des fonds, elles sont nombreuses et les résultats de la plupart d'entre elles sont décevants dans le sens où elles n'aboutissent pas aux mêmes conclusions générales et, plus précisément, ne permettent pas d'établir un classement des performances. D'autant plus qu'elles sont toutes justifiables de la critique de Roll [1977] qui, elles, ne s'appuient pas, en général, sur une véritable modélisation de la structure d'information.

Nous avons constaté aussi que certains résultats montrent que les gérants de portefeuille sont en mesure de battre le marché, ce qui suppose que ces gérants détiennent des informations qui ne sont pas connues du public et par conséquent seront capables d'en tirer profit sur le marché et d'obtenir des performances supérieures à celle du marché.

La controverse des résultats d'une part, et l'inefficience du marché suite à l'apparition de plusieurs anomalies, d'autre part, ont contribué à l'inefficacité de ces mesures, malgré le développement, ces dernières années, de plusieurs modèles qui tiennent compte de l'asymétrie de l'information, et de l'aversion au risque. Cette dernière notion qui fait intervenir la théorie d'utilité espérée n'échappe pas, elle non plus, aux critiques des chercheurs et sera développée dans le troisième chapitre.

Toutefois, la mesure de performance qui devra constituer un exercice de première importance, à la fois comme aide à la décision par les investisseurs et comme outil d'évaluation et de contrôle par les gérants de portefeuilles, ne s'est pas révélée importante sur le marché tunisien et les résultats laissent perplexes l'investisseur quant au choix des titres les plus performants. Nous avons montré que chaque mesure donne un classement différent des autres sur la performance d'un titre. De ce fait, l'investisseur se trouve dans une situation ambiguë: acheter ou non le titre. Les insuffisances de ces mesures relatives au modèle d'évaluation des actifs financiers, malgré l'apparition d'autres mesures, notamment celle de Modigliani-Modigliani [1997], ne peuvent qu'encourager les tentatives d'amélioration de la spécification et de l'estimation de ce modèle. Elles poussent, toutefois, à envisager de nouvelles mesures de performance ne faisant pas explicitement référence à un modèle d'évaluation particulier.

Compte tenu de ces critiques et de la difficulté de présenter une méthode efficace de choix de portefeuille, l'investisseur se demande sur la stratégie à adopter afin de réaliser un profit anormal avec le minimum de risque encouru, en tenant compte du degré d'efficience des marchés financiers.

CHAPITRE TROIS

LES STRATEGIES DE CHOIX DE PORTEFEUILLE

Nous avons démontré dans le chapitre précédent que l'investisseur est incapable de sélectionner des titres selon leurs performances passées et ce, face aux différentes mesures existantes qui tiennent compte du rendement et du risque de chaque titre.

Cette incapacité est due à l'inefficience des marchés financiers. En effet, un marché est efficient si l'information disponible est bien prise en compte dans les cours établis par le marché.

Fama [1970] a défini trois formes d'efficience : l'efficience faible, l'efficience semi-forte et l'efficience forte. Pour lui, toute inefficience du marché devrait être rapidement corrigée, car il y a des individus qui s'en rendraient compte et en profiteraient. Ainsi, si la cote d'une valeur mobilière est sous-évaluée, les analystes qui l'auront remarqué vont acheter des titres de cette valeur et ce courant d'achat va ramener sa cote à son niveau normal.

En conséquence, il y a deux grandes familles de stratégies de gestion de portefeuille de valeurs mobilières :

- si l'on suppose que le marché est efficient, reflétant toutes les anticipations, on adoptera une stratégie dite passive consistant à suivre les tendances du marché sans essayer de le battre.

- Si l'on suppose par contre que le marché n'est pas totalement efficient, on adoptera une stratégie dite active consistant à rechercher les cas où le marché est ponctuellement inefficent pour en tirer profit et le battre

De ce fait, on peut dire que les politiques de gestion de portefeuille sont basées sur l'efficience ou l'inefficience du marché.

Etant donné, l'inefficience des marchés boursiers et les anomalies constatées par plusieurs auteurs dans le comportement des rentabilités, aussi bien par des phénomènes de saisonnalité telles que les effets week-end, jour, taille, PER, délaissement, que par des études de comportement statistique telles que la fonction de distribution et autocorrélation, et mises en évidence dans de nombreuses études empiriques, la stratégie que nous allons adopter dans ce chapitre est une stratégie active.

Le principe général de cette stratégie est le suivant :

- si une valeur mobilière est sous-évaluée, sa cote va monter et il faut en acheter, à terme s'il le faut, avant que d'autres intervenants ne s'aperçoivent de cette sous-évaluation,

- si une valeur mobilière est sur-évaluée, sa cote va baisser et il faut en vendre, s'il le faut à terme, avant que d'autres intervenants ne s'aperçoivent de cette sur-évaluation,

- si une valeur mobilière est très risquée, il faut l'éviter à moins qu'il n'y ait une rentabilité qui compense ce risque élevé.

Ce principe a fait naître des stratégies permettant de réaliser un profit anormal compte tenu du risque encouru.

Girerd-Potin [1992] a montré, sur le marché français, que les firmes à faible capitalisation boursière ou à bas PER obtiennent des rentabilités anormales positives, alors que celles à forte capitalisation boursière ou à haut PER présentent des rentabilités anormales négatives. De ce fait, on peut dire que ceux qui adoptent une telle stratégie peuvent générer un profit anormal.

D'autre part De Bondt et Thaler [1985] ont décelé une sur-réaction des cours boursiers : les titres ayant enregistré de mauvaises performances en bourse par le passé connaîtraient ultérieurement des performances supérieures à la moyenne et vice-versa pour les titres ayant enregistré d'excellentes performances.

Ces différentes stratégies générant un profit anormal laissent l'investisseur perplexe sur la stratégie à adopter.

Ainsi, notre objectif consiste à faire une étude comparative de ces différentes stratégies et de définir la meilleure sur le marché tunisien.

Après avoir présenté l'efficience des marchés dans une première section et les anomalies boursières dans une deuxième section, nous définirons, dans une troisième section, la stratégie se basant sur les effets taille et PER. La stratégie de sur-réaction fera l'objet de la quatrième section. La cinquième section sera consacrée à la stratégie de contradiction. Enfin la sixième section sera consacrée à la comparaison de ces différentes stratégies.

1- Efficience des marchés

1-1- Marché efficient et marche au hasard

L'efficience des marchés constitue la clef de voûte de l'ensemble de la théorie financière. Les travaux concernant le CAPM, l'APT et l'évaluation des options sont fondés implicitement ou explicitement sur l'hypothèse des marchés financiers efficients. Plus largement, la quasi-totalité des modèles d'explication des comportements et d'évaluation des actifs financiers impliquent une efficience que les recherches empiriques ont parfois du mal à démontrer.

Notons que toute théorie financière suppose une "relative" perfection des marchés financiers. Cela signifie que:

- L'information est disponible à tout le monde et sans coût.
- Les transactions se font sans frais, ni impôts.
- Les actifs sont parfaitement divisibles.
- La concurrence est pure et parfaite.
- Tous les individus cherchent à maximiser leur utilité.
- Les taux prêteurs et emprunteurs sont égaux et sont les mêmes quel que soit l'investisseur.

Or, la plupart de ces conditions ne sont pas réunies sur les marchés financiers modernes. En effet, il est facile de montrer que, sur ces marchés, les investisseurs ne sont pas tous rationnels, l'information ne circule pas parfaitement et que les coûts de transaction ne sont pas nuls.

Ainsi, on a pu constater des biais à la théorie de l'efficience, également appelées poches d'inefficience. Ces effets permettent à un investisseur de réaliser un arbitrage, c'est à dire d'obtenir un supplément de rentabilité sans prendre de risque supplémentaire. Ce type de constatation est en opposition flagrante avec les théories de l'efficience des marchés financiers.

En effet, l'hypothèse des marchés efficients, préconisée par Fama [1965], peut se présenter sous trois formes :

- Sous sa forme faible, la théorie de l'efficience des marchés financiers indique que les cours du jour reflètent toutes les informations qu'on pourrait déduire de l'étude des cours historiques et des volumes de transactions.
- Sous sa forme semi-forte, un marché est dit efficient si les cours des titres reflètent les informations passées et les informations publiques.
- Sous sa forme forte, la théorie mentionne que les cours du jour reflètent toutes les informations passées, publiques et privilégiées.

Plusieurs conséquences découlent de cette définition.

En premier lieu, on peut remarquer que l'efficience ne concerne pas uniquement les marchés d'actions. Tous les marchés et tous les types d'actifs financiers sont concernés, qu'il s'agisse de marchés d'actions, d'obligations, de marchés conditionnels (marchés à terme, marchés d'options), des marchés de matières premières ou du marché des changes.

En deuxième lieu, pour que l'information soit intégrée dans les cours de façon instantanée, il est nécessaire que cette information soit diffusée de manière simultanée à l'ensemble des agents économiques concernés.

En troisième lieu, dans la mesure où la correction des prix liée à l'apparition d'une nouvelle information est instantanée, aucun

investisseur ne pourra être en mesure de tirer parti de cette information pour réaliser un profit.

De plus, aucun investisseur, ni aucun analyste, ne peuvent prévoir de façon certaine l'évolution des cours d'un actif financier.

1-2- Tests empiriques de l'efficience

1-2-1- Les tests d'efficience de forme faible

Les tests d'efficience de forme faible s'attachent à déceler les dépendances éventuelles dans les séries chronologiques des fluctuations des prix des actions.

1-2-1-1- Test d'autocorrélation

Le coefficient d'autocorrélation d'ordre L mesure la relation existant entre la valeur prise par une variable aléatoire à la période t et la valeur prise par cette même variable, L périodes auparavant. Ainsi, si X est la variable considérée, le coefficient d'autocorrélation d'ordre L sera :

$$\rho_L = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t-L})}{\text{Var}(X_t)} \quad (3.1.1)$$

Kendall [1953] a appliqué le test d'autocorrélation aux fluctuations hebdomadaires de 19 indices de cours d'actions cotées à Londres (1928-1938) et a montré que les fluctuations sont aléatoires et totalement indépendantes.

Les tests d'autocorrélation de Cootner [1964] et Moore [1964] ont confirmé les résultats de Kendall, à savoir, l'hypothèse de marche au hasard.

Fama [1965] a étudié les variations relatives quotidiennes des 30 valeurs de Dow-Jones au cours de la période s'étendant de décembre 1957 à septembre 1962. Aucune autocorrélation importante n'a pu être décelée, même en considérant des périodes de 4, de 9 et de 16 jours.

De même, l'analyse des séries de changements successifs des cours de même signe faite par Fama et les techniques d'analyse spectrale de Granger et Morgenstern [1963] et Godfrey, Granger et Morgenstern [1964] confirment l'hypothèse de marche au hasard.

L'étude de Fama [1973] a été reproduite par Solnik [1973] sur 8 marchés européens. Elle révèle que la proportion des coefficients d'autocorrélation statistiquement significatifs est plus élevée sur la plupart des marchés européens que sur le marché américain. En outre, elle nous apprend que sur les marchés européens également, la proportion de coefficients statistiquement significatifs diminue fortement quand on passe des rentabilités journalières à des rentabilités relatives à des périodes plus longues. L'inconvénient est que le test de corrélation est très sensible aux observations extrêmes et une

interprétation statistique correcte de son niveau requiert que la distribution de la variable étudiée soit normale, ce qui n'est pas tout à fait le cas avec les rentabilités des titres individuels.

Certains auteurs ont donc eu recours au test des "runs" qui s'applique indépendamment de la forme de la distribution de la variable étudiée.

1-2-1-2- Test des runs

Un run positif est une séquence de fluctuations de prix positives précédée et suivie d'une fluctuation de type différent (négative ou nulle). Mutatis mutandis, un run négatif ou nul peut être défini de manière analogue. Si, dans une série chronologique de changements de prix, les signes de ces derniers sont distribués de manière aléatoire, le nombre total de runs suit une distribution normale dont on peut calculer l'espérance et la variance. L'appréciation probabiliste de l'écart pouvant exister entre ce nombre espéré et le nombre de runs effectivement observé permet de se prononcer sur le caractère aléatoire des fluctuations de prix.

Sur son échantillon des 30 titres du Dow-Jones et sur la période allant de décembre 1957 à septembre 1962, Fama [1965] a appliqué le test des runs aux rentabilités relatives à des périodes de 1, 4, 5 et 16 jours. Pour les rentabilités journalières, le nombre total de runs est plus faible que le nombre espéré dans

26 cas sur 30, ce qui est le signe d'une corrélation positive, mais l'écart entre ces deux nombres n'est statistiquement significatif que dans 8 cas sur 30. En travaillant avec les rentabilités relatives à des périodes plus longues (4 ; 9 et 16 jours), Fama n'a pratiquement plus obtenu d'écart significatif entre les nombres espéré et réel des runs. Un inconvénient majeur de ce type de test réside dans la rigidité de la détermination du nombre de runs. En effet, tout revirement ou toute stagnation au sein d'une série de prix en croissance met fin au runs sans aucune considération pour l'ampleur du revirement ni pour la durée de la stagnation.

1-2-2- Les tests d'efficience de forme semi-forte

Fama, Fisher, Jensen et Roll [1969] ont essayé de vérifier si l'information publique (une annonce de dividendes, le changement de méthodes comptables, la vente d'un gros bloc d'actions, le fractionnement de capital, etc.) se répercute sur le cours de l'action et si, par conséquent, elle peut être exploitée pour réaliser des rentabilités anormales. Pour ce faire, ils ont "isolé" les fluctuations des prix dues au mouvement général du marché et les fluctuations des prix dues aux facteurs spécifiques à la situation de l'entreprise: ils ont élaboré un modèle de régression qui est une version logarithmique du modèle de marché appliquée à des rentabilités mensuelles :

$$\text{Log } R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \text{Log} K_{i,m} + \varepsilon_i \quad (3.1.2)$$

Ils ont suivi ensuite le comportement des résidus à chaque fois où un nouvel événement se produit. si le modèle est correctement spécifié, les résidus évolueront autour de leur espérance qui est nulle. Leur valeur cumulée sur le temps doit avoir le même comportement. Dans le cas contraire, si la valeur des résidus cumulée a tendance à croître avec le temps (prouvant ainsi qu'il existe des rentabilités excédentaires par rapport au niveau normal déterminé par les paramètres stables de la droite de marché des titres). La conclusion est que la stabilité de cette relation n'existe plus et que le marché est en train de modifier favorablement ses estimations au fur et à mesure que lui proviennent des informations en ce sens. La méthodologie utilisée par ces quatre auteurs consiste à cumuler, mois après mois, la moyenne mensuelle des résidus obtenus pour les valeurs individuelles, cette méthode est connue sous le nom de C.A.R (Cumulative Average Résiduel). Les résultats obtenus montrent une croissance régulière du résidu cumulé moyen jusqu'au mois de l'annonce de l'événement. Il reprend ensuite le comportement attendu en fluctuant, faiblement et au hasard, autour de sa moyenne cumulative. On conclut alors que l'annonce de ce nouvel événement ne constitue en rien une

information nouvelle. Le marché est donc efficient, il a parfaitement anticipé le message contenu dans l'annonce en tirant les conclusions qui s'imposaient de toutes les informations publiques.

Plusieurs autres études ont été effectuées par Scholes [1972], Kraus et Stoll [1973] pour mesurer empiriquement l'impact que la négociation d'un bloc d'actions exerce sur le cours. Les résultats de ces études confirmés ultérieurement par Danu, Mayers et Roab, estiment que le marché est efficient au sens semi-fort, puisqu'il met moins de 15 minutes à s'adapter à l'information nouvelle que constitue la vente d'un bloc d'actions.

Un autre phénomène a attiré l'attention des chercheurs, celui de l'annonce d'un accroissement de dividende et son incidence éventuelle sur la hausse du cours de l'action. Plusieurs auteurs ont tenté de répondre à cette question dont Pettit [1972], Watts [1973], Kwan [1981], Aharony et Swary [1980].

Leurs résultats montrent que les changements de dividende véhiculent une information substantielle qui signifie que les firmes concernées connaissent des rentabilités excédentaires statistiquement significatives.

1-2-3- Les tests d'efficience de forme forte

Les tests de forme forte sont basés sur deux hypothèses : la première porte sur l'usage d'informations privilégiées pour la

réalisation de profit en bourse. La seconde est relative aux investisseurs institutionnels et, en particulier, aux fonds communs de placement.

Finnerty [1976] a révélé que la performance des rentabilités ajustées pour le risque a été meilleure que celle du marché au cours de la même période s'étalant de janvier 69 à décembre 72.

Diefenbach [1972] a voulu vérifier s'il était possible d'obtenir des performances meilleures que le marché en suivant les conseils donnés par des analystes financiers. Il en a déduit que 47% seulement des titres dont l'achat était recommandé ont réalisé une performance meilleure que celle de l'indice. S'ils ont été beaucoup moins nombreux, les conseils de vente paraissent avoir été plus judicieux puisque 74% des titres concernés ont connu une chute de prix supérieure à celle de l'indice.

Par contre, Elton, Grüber et Grossman [1986] ont constaté qu'il était possible d'enregistrer des rentabilités excédentaires, ajustées pour le risque, en utilisant une banque de données rassemblant les recommandations d'achat, de vente et de conservation de quelque 720 analystes.

Il semble donc que certains analystes disposent d'informations non reflétées dans les prix, tout au moins pendant des périodes limitées. Les études réalisées sur les performances des insiders ainsi que celles visant à apprécier la capacité prédictive des

analystes financiers laissent apparaître des inefficiences du marché, au sens fort du terme.

1-2-3-1- Information privilégiée

Granger et Morgenstern [1970], Niederhoffer et Osborne [1966] ont mis l'accent sur la position privilégiée à la bourse de New York de courtiers spécialisés dans le groupage des ordres sur certains actifs financiers. Il n'est donc pas douteux que le spécialiste d'une valeur, connaissant par exemple la nature et le volume des ordres non satisfaits à la clôture d'une séance, puisse se faire une idée souvent très précise de ce que sera le cours d'ouverture du lendemain, et en profiter pour prendre une position sur le titre pour son compte personnel.

Ce problème d'informations privilégiées a fait l'objet de plusieurs études dont la plus connue et la plus poussée est celle de Jaffe [1974]. Appliquant la méthode du résidu cumulé moyen, à un important échantillon d'opérations d'insiders (les dirigeants de sociétés utilisant l'information interne), l'auteur parvient à la conclusion que des profits "anormaux" peuvent être réalisés dans les semaines qui entourent des opérations d'insiders déclarées à la "security Exchange commission " (commission de contrôle des opérations en bourse).

1-2-3-2- Le comportement des fonds communs de placement

Jensen [1968-1969] a étudié 115 fonds communs de placements

américains, sur la période 1955-1964. L'auteur a montré que 2 fonds ont fait mieux que le marché et que 4 autres ont enregistré une performance significativement inférieure à la performance de l'ensemble du marché. L'incapacité de la quasi-totalité des fonds de placements de réaliser une performance différente significativement de la moyenne est expliquée par la validité du test de l'hypothèse d'efficience du marché.

1-2-4- Autres tests d'efficience

Récemment, de nouveaux tests de l'efficience, basés sur l'analyse de la variance, ont été réalisés par Poterba et Summers [1988], Fama et French [1988], Cochrane [1988] et Lo et Mackinlay [1988]. Le principe de ces tests est que, si une variable suit une marche au hasard, la variance des fluctuations de cette variable doit être une fonction linéaire de la période de calcul des variations de la variable en question.

Dans leurs recherches, des auteurs comme Keim et Stambaugh [1986] et Fama et French [1988] constatent que les variations des cours boursiers sont, au moins en partie, prévisibles. Pour eux, il est possible de prévoir les cours des actions en bourse. Ainsi, certains auteurs ont-ils tenté de tester d'autres processus supposés générer les cours des actions. A titre d'exemple, Summers [1986] et Fama et French [1988] concluent que le processus des variations des cours boursiers est une

combinaison d'une marche au hasard et d'un processus stationnaire :

$$X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t + U_t \quad (3.1.3)$$

où ε_t est une marche au hasard

U_t est un processus stationnaire qui suit un modèle AR (1),

$U_t = \alpha U_{t-1} + \ell_t$ où $\alpha < 1$ et ℓ_t est une marche au hasard.

Bien que l'hypothèse d'efficience des marchés ait été vérifiée empiriquement par plusieurs auteurs, il faut signaler la grande variété d'anomalies constatées à ce niveau.

2- Les anomalies boursières

A partir de la fin des années 70, plusieurs études ont mis en évidence l'existence de poches d'inefficiences sur différents marchés boursiers. On peut citer les plus répandues liées, par exemple, à la capitalisation boursière (effet taille) ou bien au cours par bénéfice (effet PER), mais il existe plusieurs autres anomalies qui seront détaillées dans cette section.

2-1- Effet taille

Banz [1981] a mis en évidence l'existence d'un effet taille sur la bourse de New-York en testant la validité d'un modèle théorique directement inspiré du CAPM, qui fait dépendre la rentabilité espérée d'une action de son risque systématique β et de la capitalisation boursière de la société émettrice. Le modèle utilisé

est le suivant :

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 \left[\frac{\phi_{it} - \phi_{mt}}{\phi_{mt}} \right] + \varepsilon_{it} \quad (3.2.1)$$

où γ_0 : Le rendement espéré pour un portefeuille à zéro bêta.

γ_1 : La prime de risque espérée.

γ_2 : Mesure l'effet de la taille sur le rendement d'un titre.

ϕ_{it} : La capitalisation boursière du titre i (valeur du marché).

ϕ_{mt} : La valeur du marché de tous les titres constituant le portefeuille du marché.

A noter que si $\gamma_2 = 0$, on retrouve la version du CAPM formulée par Black [1972].

Les résultats qu'il a obtenus lui ont permis de conclure que les actions des firmes de petite taille ont eu, en moyenne, des rentabilités ajustées pour le risque supérieures à celles des entreprises de grande taille, au cours de la période 1936-1975. Banz a également montré qu'il était possible d'élaborer des stratégies hautement profitables sur la base de cet effet taille.

Des précisions sur le comportement de l'anomalie ont été apportées par Brown, Kleidon et Marsh [1983] et Hillion [1988].

Sur certaines sous-périodes, l'anomalie est inversée, une

rentabilité anormale négative étant constatée sur les petites firmes (de l'ordre de 25% par an entre janvier 1969 et décembre 1973). La non-stationnarité de l'effet taille sur longue période est compliquée d'une saisonnalité, avec un rôle très particulier tenu par le mois de janvier. Selon Keim [1983], près de la moitié de l'anomalie provient de ce mois.

Roll [1981] a constaté que la sous-estimation du risque engendré par une faible fréquence de transaction était susceptible d'expliquer pourquoi les firmes de faible taille avaient une performance ajustée pour le risque meilleure que celle des firmes de grandes tailles, et ce, en analysant les caractéristiques de deux indices boursiers respectivement non pondéré et pondéré, au cours de la période 1962-1977, ainsi que le lien existant entre eux.

Une étude réalisée peu après par Reinganum [1981] a montré que si, comme le suggérait Roll, une partie de l'effet taille était due à la sous-estimation du risque des sociétés à faible capitalisation boursière, ce biais dans l'estimation du risque ne pouvait expliquer que partiellement l'effet taille.

En travaillant sur un échantillon composé de 1500 à 2400 titres cotés au NYSE et à l'AMEX, au cours de la période 1963-1979, Keim [1983] a montré que si le lien entre la performance ajustée pour le risque et la taille était négatif pour tous les mois de

l'année, l'effet taille se manifestait particulièrement en janvier. Selon cette étude, près de 50% de l'effet taille est attribuable aux rentabilités de janvier. Le rôle du mois de janvier dans le caractère particulièrement favorable des sociétés de petite taille a été confirmée par une étude de Reinganum [1983] qui a constaté que les firmes de faible taille connaissaient des rentabilités exceptionnellement élevées en janvier et plus particulièrement dans les premiers jours de ce mois. Selon Reinganum, ses résultats étaient tout à fait compatibles avec l'hypothèse fiscale généralement avancée pour expliquer l'existence de l'effet janvier. A partir d'un premier échantillon de 7659 titres du marché OTC et d'un second composé de 4170 titres cotés sur le NYSE et l'AMEX, Lamoureux et Sanger [1989] ont constaté l'existence d'un effet taille très marqué sur l'OTC et moins prononcé sur le NYSE et l'AMEX, au cours de la période décembre 1972 - décembre 1985. Leurs résultats soulignent toutefois que c'est essentiellement au cours du mois de janvier qu'une relation négative se manifeste entre la taille et la rentabilité. Pour les autres mois de l'année, la relation est positive contrairement à ce qu'avait observé Keim. Lakonishok et Shapiro [1984] ont montré, sur une étude utilisant tous les titres du NYSE qui sont cotés durant au moins quatre ans, au cours de la période allant de janvier 1958 jusqu'à

décembre 1980, l'effet taille est le meilleur " proxy " du risque. En France, Hamon [1986] a obtenu sur la bourse de Paris au cours des années 1968-1980, une rentabilité des petites firmes significativement plus forte que celle des grandes firmes alors que le risque est inférieur. Ces résultats sont en contradiction avec ceux d'Hawawini et Viallet [1987] sur un échantillon plus petit sur les années 1971-1983. En effet, ces derniers ont montré que la relation rentabilité-taille n'est significative qu'au cours du mois de janvier. Une telle observation est déjà faite par Keim [1983] sur le marché américain.

Une autre étude réalisée par Jacquillat et Hamon [1990] et portant sur le marché français au cours de la période 1977-1989 a fait apparaître une relation inverse, non justifiée par une différence de risque, entre la taille et la rentabilité, à l'exception des premières séances de bourse au cours desquelles cette relation est, au contraire, positive. Ce résultat est confirmé par Hamon, Jacquillat et Derbel [1991] qui, sur un échantillon de travail comprenant un titre sur deux de la bande AFFI-SBF sur la période 1980-1989, ont trouvé une relation négative entre rentabilité et capitalisation.

L'effet taille mis en évidence par Jacquillat et Hamon est donc différent de celui qui se manifeste sur le marché américain. Selon les auteurs, en France, ce sont les personnes morales qui

détiennent des titres à capitalisation boursière élevée et ce sont elles qui ont intérêt à constater les moins values. Toutefois, le comportement particulier du mois de janvier peut toujours s'expliquer par des raisons fiscales.

En utilisant un premier échantillon composé de 7659 titres cotés sur le NASDAQ au cours de la période allant de décembre 1972 jusqu'à décembre 1985 et un second échantillon composé de 4170 titres cotés sur le NYSE et l'AMEX durant la période allant de janvier 1973 jusqu'à décembre 1985, Lamoureux et Sanger [1989] ont voulu étudier l'effet taille dans un objectif bien déterminé qui consiste à comparer cet effet sur deux places boursières différentes. Les résultats de cette étude montrent que l'effet taille se prononce plus sur le NASDAQ que sur le NYSE et l'AMEX et ceci particulièrement au cours du mois de janvier. D'autre part, et en utilisant deux indices différents pour le calcul des bêtas (le premier est composé des titres du NASDAQ, quant au second, il est composé des titres du NYSE, de l'AMEX et du NASDAQ), les deux auteurs ont constaté que les résultats trouvés ne sont pas sensibles à l'indice du marché.

2-2- Effet price earning ratio (PER)

Le PER, ou multiple cours bénéfice, est depuis longtemps l'un des indicateurs les plus observés par les investisseurs en actions. Dès 1949, Benjamin Graham soutient que les investisseurs sur-

réagissent souvent aux perspectives des entreprises, surévaluant les sociétés les mieux considérées et sous-évaluant les sociétés les moins attractives. En conséquence, les entreprises aux meilleures perspectives tendent à avoir des PER trop élevés et inversement. S.Francis Nicholson [1960, 1968] a présenté le premier test de l'hypothèse de Graham et l'a confirmé.

Basu [1977] a tenté de vérifier l'hypothèse, parfois exprimée dans les milieux financiers, selon laquelle les actions à faible PER avaient une performance ajustée pour le risque meilleure que les portefeuilles à PER élevé.

En examinant la performance de portefeuilles constitués sur base du PER, au cours de la période 1956-1971 et sur un échantillon de 753 entreprises du NYSE, Basu a constaté que les portefeuilles à faible PER avaient une performance ajustée pour le risque meilleure que les portefeuilles à PER élevé.

Reinganum [1981] a constaté que le CAPM ne permettait pas d'expliquer complètement la structure des rentabilités des actifs risqués sur le marché de New-York, au cours de la période 1962-1975. A cet égard, il a observé qu'il existait, sur ce marché, un lien négatif entre le PER et la performance, mais aussi que ce lien disparaissait pour des titres de tailles semblables. Par contre, l'effet taille, également présent dans ses résultats, se manifestait même pour des titres ayant des PER

comparables. Il en a conclu que l'effet taille dominait l'effet PER.

Hamon, Jacquillat et Derbel [1991] ont trouvé une forte rentabilité des titres à PER négatif (" effet bénéfices négatifs ") et une rentabilité décroissante avec le PER lorsque celui-ci est positif, et ce, sur un échantillon comprenant un titre sur deux de la bande AFFI-SBF sur la période 1980-1989.

2-3- Effet janvier

En voulant examiner la stabilité de l'effet taille au cours des différents mois de l'année, Keim [1983] a fait apparaître que la quasi-totalité de cet effet survient en janvier et, plus particulièrement, dans les premiers jours de ce mois.

Dans une autre étude, Roll [1983] est arrivé à la conclusion que la plus grande partie de l'effet taille se produisait le dernier jour de décembre et dans les quatre premiers jours de janvier. Il a également constaté que la rentabilité enregistrée en janvier est d'autant plus élevée que la performance de l'action concernée a été mauvaise au cours de l'année précédente.

Hamon [1986] a examiné l'existence éventuelle de fluctuations saisonnières et plus particulièrement d'un effet janvier sur la bourse de Paris, au cours de la période 1962-1980. Il a constaté que la rentabilité du mois de janvier était, de loin, supérieure à

celle des autres mois. Celle de juillet était relativement très bonne.

Plusieurs raisons peuvent être invoquées pour justifier l'effet janvier. Pour Branch [1977] et Dyle [1977], la rentabilité du mois de janvier serait due aux particularités du système fiscal américain et plus précisément à la nouvelle année fiscale. Cependant les particularités des marchés sont différentes d'un pays à l'autre. Par conséquent l'hypothèse de fiscalité évoquée aux Etats-Unis n'est plus valable. Par exemple, en France on a montré que les investisseurs institutionnels se débarrassent des titres ayant les performances les plus médiocres, et ce avant la publication des comptes. Ce qui entraîne une sous évaluation fin décembre et un rattrapage au début de janvier.

Une étude ultérieure de Reinganum [1983] montre que les rendements boursiers sont élevés en janvier, même pour les valeurs à forte capitalisation boursière. Par ailleurs, les différences de rentabilité boursière entre les petites et les grosses capitalisations se perpétuent tout au long du mois de janvier. Ainsi l'effet janvier et l'effet taille ne sauraient être expliqués uniquement par des motifs fiscaux. En effet, Les études faites par Brown, Keim, Kleidon et Marsh [1983], Berges, McConnell et Schlarbaum [1982] et Gultekin [1983], sur les marchés

australien, canadien et européen confirment que le motif fiscal ne peut expliquer à lui seul l'effet janvier.

Pour Rozeff et Kinney [1976], les ventes importantes de décembre seraient attribuables au caractère saisonnier des besoins de trésorerie, les particuliers ayant d'importants besoins de liquidités pour les fêtes de fin d'année.

Selon Shefrin et Statman [1985], les investisseurs en possession de titres qui ont baissé les conserveraient dans l'espoir de voir leurs cours remonter, en se fixant, toutefois, le mois de décembre comme limite psychologique.

Enfin Maï [1992] a montré, en utilisant deux sous-périodes (1977-1983 et 1984-1990), que l'effet janvier ne semble pas être un phénomène stable. La relation entre la rentabilité au mois de janvier et la capitalisation est inversée d'une sous-période à une autre. Le facteur discriminant entre ces deux périodes semble être la tendance du marché: sur la première sous-période, le marché est haussier mais stable, tandis que la seconde est marquée par de très fortes progressions mais également par d'importants reculs (crash boursier [octobre 1987] et guerre du Golfe [août 1990]).

2-4- Effet jour de la semaine

En analysant les rentabilités journalières de S&P sur la période 1953-1970, French [1980] a tenté de répondre à la question de

savoir si les rentabilités des actions sont engendrées d'une manière continue au fil du temps ou seulement pendant les périodes de transaction. French [1980] a montré, dans son étude utilisant les rentabilités quotidiennes de l'indice S&P entre 1953 et 1977, que la rentabilité moyenne du lundi était négative et inférieure à celle des autres jours. C'est ce comportement particulier de la rentabilité moyenne du marché boursier le lundi qui est connu sous le nom d'effet Week-end.

Les résultats de French, qui ont été confirmés par Gibbon et Hess [1981] à partir de l'examen des rentabilités journalières de 3 indices boursiers au cours de la période juillet 1962-décembre 1978, révèlent que l'existence d'une rentabilité anormalement faible le lundi n'était pas liée à un phénomène de faible fréquence de transaction. Gibbon et Hess n'ont pas pu expliquer davantage le comportement particulier des rentabilités du lundi et du vendredi par la prise en compte du délai qui sépare les transactions boursières de leur règlement effectif.

Lakonishok et Levi [1982] ont ajusté les rentabilités journalières de manière à tenir compte des différences que présentent les différents jours de la semaine en ce qui concerne le délai qui sépare la transaction boursière. Ils ont constaté que l'effet Week-end persistait en dépit de cet ajustement des rentabilités. En ajustant les rentabilités d'une manière analogue, Dyle et Martin

[1985] ont également observé une persistance de l'effet Week-end jusqu'au milieu des années 70. A partir de ce moment, ils n'ont plus trouvé trace de cet effet que ce soit dans l'examen des rentabilités brutes ou dans celui des rentabilités ajustées.

Keim et Stambaugh [1984] ont constaté qu'il n'y avait pas de relation systématique entre la capitalisation boursière des titres et la rentabilité que ceux-ci enregistraient le lundi. Par contre, la tendance, pour les rentabilités, à s'accroître au fil de la semaine était plus prononcée pour les titres à faible capitalisation boursière.

Theobald et Price [1984] ont décelé la présence d'un effet Week-end à la bourse de Londres en analysant le comportement de deux indices relatifs à ce marché au cours de la période janvier 75-mai 81. Le premier (FTO) regroupe les 30 valeurs vedettes du marché londonien, le second (FTAS) est construit à partir de 750 valeurs cotées sur ce marché et comprend un grand nombre de valeurs peu fréquemment échangées. En comparant le comportement des deux indices, Theobald et Price ont constaté que l'effet lundi était moins marqué pour le FTAS que pour le FTO, ce qui leur a permis d'avancer l'hypothèse selon laquelle l'effet lundi a tendance à se diluer sur l'ensemble des jours de la semaine pour les titres faiblement échangés.

Jaffe et Westerfield [1985] ont étendu l'étude de l'effet Week-end à d'autres pays, à savoir, le Japon, le Canada, l'Australie et le Royaume-Uni. Pour le Canada et le Royaume-Uni, ils ont constaté que la rentabilité du lundi était négative et celle de vendredi positive. Pour le Japon et l'Australie par contre, la rentabilité la plus négative apparaissait le mardi.

Selon Miller [1988], l'existence d'un effet Week-end pourrait être expliqué par le fait que les particuliers prennent eux-mêmes leurs décisions de vente, tandis qu'ils se font généralement conseiller pour leurs décisions d'achat. Miller n'a cependant pas pu justifier les rentabilités élevées du vendredi et du mercredi.

Lakonishok et Maberly [1990] ont constaté que c'est le lundi où le volume des transactions boursières est le plus faible sur le marché américain et que ce phénomène est attribuable aux investisseurs institutionnels. Ils ont également observé que les individus ont tendance, au contraire, à intervenir davantage, ce jour-là surtout à la vente, apportant ainsi une confirmation à l'hypothèse avancée par Miller.

Dans une étude portant sur les marchés américain, canadien, australien, anglais et japonais, Jaffe, Westerfield et Ma [1989] ont constaté que la rentabilité du lundi n'était négative que si le marché avait connu une baisse au cours de la semaine précédente. Pour cinq ensembles de titres sur six, la rentabilité

du lundi s'avérait statistiquement plus élevée lorsque la rentabilité de la semaine précédente s'était située au-dessus de la moyenne que lorsqu'elle était restée sous cette même moyenne.

En analysant le comportement journalier de l'indice CAC, au cours de la période janvier 78 - décembre 87, Solnik et Bousquet [1990] ont constaté que la rentabilité du mardi était inférieure à celle des autres jours de la semaine. Selon ces auteurs, la procédure de liquidation en vigueur à la bourse de Paris peut expliquer la rentabilité plus élevée du vendredi, mais pas la rentabilité négative du mardi.

Dans une étude également consacrée au comportement journalier des rentabilités à la bourse de Paris, Jacquillat et Hamon [1990] n'ont constaté la présence d'une rentabilité négative le lundi que pour les titres ayant la plus forte capitalisation boursière. Leurs résultats indiquent également que les titres à faible capitalisation ont une rentabilité supérieure à la moyenne et encore plus prononcée le lundi. Ce résultat a été confirmé par Maï [1992] montrant que l'effet lundi est lié à un effet taille.

Corhay [1990] a analysé l'effet Week-end à la bourse de Bruxelles, au cours de la période janvier 1977-décembre 1985. Il a utilisé des indices pondérés et non pondérés du marché au comptant, du marché à terme et du marché au comptant à

l'exclusion des valeurs également cotées sur le marché à terme. Il a observé que la rentabilité du mardi était faible par rapport à celle des autres jours de la semaine, voire négative. La comparaison des résultats obtenus avec les différents indices lui a permis d'arriver à la conclusion que cet effet mardi concernait principalement les sociétés de grande taille faisant l'objet de fréquents échanges. Il a vérifié que la présence de cet "effet mardi" ne pouvait être attribuée ni à une autocorrélation des rentabilités journalières, ni à un phénomène d'hétéroscédasticité dans l'équation de régression à variables binaires utilisée, ni encore aux procédures de règlement des transactions. Il a également été amené à rejeter la fréquence du paiement des dividendes le mardi comme tentative d'explication.

Afin de pouvoir examiner la stabilité dans le temps de l'effet mardi et d'éventuels autres effets jours à la bourse de Bruxelles, Broquet, Capiou-Huart et Dewinne [1992] ont examiné les rentabilités journalières de 3 indices au cours de la période janvier 74-décembre 89. Le premier indice se rapporte à la totalité des valeurs belges du marché au comptant, le deuxième concerne les valeurs qui sont exclusivement cotées sur le marché au comptant et, le troisième, celles qui sont cotées simultanément sur le marché au comptant et sur le marché à terme. La principale conclusion de leur étude est que l'effet

mardi présente un caractère instable et qu'il peut se manifester avec autant d'intensité pour les titres exclusivement cotés au marché au comptant que pour ceux qui sont également présents au marché à terme, mais pas nécessairement pendant la même période de temps.

2-5- Effets " changement de mois", " jour de fête " et "heure de la journée"

Ariel [1985], Penman [1987], Lakonishok et Smidt [1987] ont mis en évidence l'existence de rentabilités anormales lors des changements de mois. S'il apparaît moins important que l'effet janvier, cet effet changement de mois n'est pas du tout négligeable, puisqu'une bonne partie de la rentabilité du marché américain a été enregistrée lors de changement de mois. En effet, au cours de la période 1897-1986, la rentabilité moyenne du dernier jour du mois et des 3 premiers jours du mois suivant a atteint 0.118% alors que pour l'ensemble des jours de transaction, la rentabilité moyenne était limitée à 0.015%. Cette anomalie dans le comportement des rentabilités semble exister depuis plus d'un siècle mais elle a diminué d'intensité au cours de la dernière décennie.

Au cours de la période 1963-1982, Ariel [1985] a constaté que le jour qui précède l'un des 8 jours fériés annuels aux U.S.A a été caractérisé par une rentabilité moyenne de 0.365%, alors que

celui de l'ensemble des autres jours était limité à 0.026%. En fait, 35% de la totalité de la progression du marché pendant cette période s'est produite au cours des jours précédant un jour férié. Lakonishok et Smidt [1987] ont constaté que des rentabilités exceptionnellement élevées survenaient entre le 24 et le 31 décembre de chaque année. En moyenne, la rentabilité cumulée de ces 8 jours s'est élevée à 1.6%.

Harris [1986] a étudié le comportement des rentabilités au cours de périodes de temps plus fines que la journée et a constaté que, du mardi au vendredi, les prix augmentent pendant les 45 premières minutes de la séance boursière et restent ensuite stationnaires pour connaître une nouvelle hausse dans les 15 dernières minutes. Le lundi, au contraire, les prix sont en forte baisse pendant les 45 premières minutes et ont ensuite le même comportement que celui des autres jours de la semaine.

2-6- Effet délaissement

Arbel et Strebel [1983] ont mesuré le degré de délaissement d'une valeur de deux manières différentes :

- par le nombre d'analystes qui la suivent.
- par le nombre d'analystes qui examinent les prévisions de ses gains faites dans le S.P Earnings Forecaster.

Dans leur étude portant sur toutes les actions du S.P 500 et couvrant la période 1970-1979, Arbel et Strebel ont réparti les

sociétés de leur échantillon en trois groupes en fonction de leur degré de délaissement. Ils ont constaté que les sociétés délaissées permettaient d'obtenir une rentabilité ajustée pour le risque sensiblement supérieure (de l'ordre de 7%) à celle des sociétés fortement suivies. Dans une autre étude portant sur un échantillon de 510 sociétés choisies au hasard sur le NYSE, l'AMEX et l'OTC et sur une période allant de 1971 à 1980 Arbel, Carvel et Strebel [1983] ont défini le délaissement comme la non-détention par les analystes financiers et ont à nouveau constaté que les sociétés délaissées engendraient une rentabilité ajustée pour le risque nettement supérieure à celle des sociétés fréquemment détenues.

En conclusion, on pourra donc nommer biais à la théorie de l'efficience ou poche d'inefficience ou anomalie boursière toute caractéristique des marchés financiers qui peut permettre à un investisseur d'accroître la rentabilité de son portefeuille sans subir une augmentation de risque. Une telle opération apparaît en effet contraire à la théorie de l'efficience et ne devrait pas exister si les marchés étaient parfaitement efficients.

De ce fait, le choix d'un portefeuille basé sur l'une des anomalies du marché, comme étant un critère de choix, peut engendrer un rendement supérieur à celui du marché. D'où la nouvelle approche que nous proposons et qui consiste à utiliser

des critères particuliers de choix des titres. Ces critères sont basés sur les effets suivants:

- Effet taille,
- Effet PER,
- Effet sur-réaction,
- Effet contradiction.

3- Stratégies de Taille et PER

Comme il a été signalé dans la section précédente, l'apparition de plusieurs anomalies sur les marchés boursiers a fait naître une nouvelle tendance qui consiste à utiliser une certaine stratégie permettant de réaliser un profit anormal sans prendre de risque supplémentaire. Parmi les anomalies, certaines sont solidement établies, notamment les effets taille et PER qui ont été observés à différentes époques et dans plusieurs pays.

Girerd-Potin [1992] a montré, sur le marché français, que les firmes à faible capitalisation boursière ou à bas PER obtiennent des rentabilités anormales positives, alors que celles à forte capitalisation boursière ou à haut PER présentent des rentabilités anormales négatives. De ce fait, on peut dire que ceux qui adoptent une telle stratégie peuvent générer un profit anormal.

3-1- Les effets Taille et PER et les liens entre eux

Après la découverte des deux anomalies, les chercheurs se sont demandés si l'un des effets englobe l'autre. Pour Reinganum

[1981], l'effet taille domine l'effet PER. Basu [1983] parvient à la conclusion contraire.

Afin d'exploiter cette anomalie, Ibbotson [1984] a classé toutes les actions cotées sur le NYSE selon leur capitalisation boursière au 31 décembre 1925. Un portefeuille contenant les actions du cinquième quintile (les plus petites) a été formé. A l'intérieur de ce portefeuille, le poids de chaque ligne d'actions était proportionnel à sa capitalisation boursière. Le portefeuille était détenu pour cinq ans et la même procédure de constitution de portefeuille était utilisée le 31 décembre 1930 et ainsi de suite jusqu'au 31 décembre 1983. La comparaison de la performance de ce portefeuille avec l'indice S & P qui comprend les plus grandes capitalisations boursières est une mesure de l'effet taille.

En moyenne, le portefeuille des petites firmes a battu le S & P de 0.48 % par mois ou de 5.79 % par an. Le premier a eu une performance supérieure au S & P dans 51.7 % des cas et cette différence est statistiquement significative.

Brown et all [1983] ont montré l'existence d'une relation linéaire entre le rendement et la taille et ce, à travers une étude utilisant des titres cotés au NYSE et à l'AMEX durant la période allant de juillet 1962 jusqu'à décembre 1969.

Cook et Rozeff [1984] supposent que la divergence des résultats de Banz [1981], Reinganum [1981, 1983] et de Basu [1983], provient essentiellement de la différence de méthodologie employée au niveau de chaque étude. Pour remédier à cette défaillance, les deux auteurs ont utilisé un échantillon de 9000 titres cotés au NYSE sur une période allant de janvier 1968 jusqu'à décembre 1981 et les ont regroupés selon la méthode employée par Banz, par Reinganum et enfin celle utilisée par Basu. En utilisant neuf méthodes différentes pour le calcul des rentabilités anormales, ils concluent que les effets sont dépendants mais que l'un n'est pas inclus dans l'autre.

Goodman et Peavy [1983] d'une part, Downet Bauman [1986] d'autre part, approuvent cette conclusion. Ils montrent que la sélection des titres sur les deux critères taille et PER donne des rentabilités anormales positives supérieures à une stratégie fondée sur une seule des caractéristiques. Pourtant selon Banz et Breen [1986], si les biais dus à la banque de données sont corrigés, seul demeure l'effet taille.

Pour De Bondt et Thaler, les effets sont forcément distincts en raison de la stabilité de la taille relative d'une firme contrastant avec la mobilité de son PER relatif.

Jaffe, Keim et Westerfield [1989], travaillant sur une plus

longue période (1951-1986), trouvent un effet taille à PER constant et un effet PER à taille constante.

En France, Hamon, Jacquillat et Derbel [1991] obtiennent une forte corrélation négative entre taille et PER. Pour eux, l'effet PER n'est que la manifestation d'un effet taille. L'anomalie taille étant elle-même un effet illiquidité du marché.

Broquet, Capiou-Huart et Legrand [1992] ont réalisé une étude sur la bourse de Bruxelles portant sur les valeurs belges du marché au comptant au cours de la période 1967-1986. Les auteurs ont constaté qu'il existe à la fois un effet PER et un effet taille sur ce marché et que c'est l'effet PER qui se révèle le plus important. La relation qui apparaît dans leurs résultats entre l'effet taille et l'effet janvier se manifeste dans un sens opposé à celui qui est le sien sur le marché américain, puisque ce sont les sociétés de petite taille qui connaissent en janvier une rentabilité ajustée pour le risque inférieure à celle des autres mois, alors que leur performance est la meilleure sur l'ensemble de la période. Par contre, une partie de l'excès positif de rentabilité des sociétés de faible PER semble bien réalisée au cours du mois de janvier.

3-2- Mise en évidence des anomalies PER et Taille en Tunisie

3-2-1- Données et constitution des portefeuilles

Les titres sur lesquels sont réalisés les tests comprennent les

actions cotées à la BVMT. Sur la période de base d'une année, seules les actions ayant été cotées pendant toute l'année sont conservées. La période d'étude est comprise entre le 1^{er} janvier 1991 et le 25 août 2000. Cette période a été divisée en deux sous-périodes, l'une de 60 mois (janvier 1991 à décembre 1995), l'autre de 56 mois (janvier 1996 à août 2000). La période a été choisie en tenant compte, d'une part, de la date de l'instauration de l'indice boursier, 30 septembre 1990, et d'autre part, de l'introduction du système de cotation électronique, 25 octobre 1996. Ainsi la première période est caractérisée par un système de cotation sur panneaux, tandis que la seconde est caractérisée par un système de cotation électronique. Pour l'effet PER, seules les firmes ayant le 31 décembre comme date de clôture de l'exercice ont été retenues. Pour atténuer les problèmes de non-normalité, d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et de biais résultant de données asynchrones, nous utiliserons les rentabilités journalières moyennes. L'indice retenu est celui de la BVMT. Le taux sans risque est le taux moyen mensuel du marché monétaire au jour le jour entre les banques.

Le nombre de titres de l'échantillon varie selon les années entre 13 et 40 (tableau 3.3.1). Les calculs de rentabilité ont été effectués sur les cours de la base de données de la BVMT. Les

cours ont été ajustés par la suite et ce, en tenant compte des dividendes et des modifications de capital.

Nombre de titres cotés à la BVMT de 1991 à 2000					
année	1991	1992	1993	1994	1995
nbre de titres	14	14	17	18	22
année	1996	1997	1998	1999	2000
nbre de titres	26	30	34	40	40

Tableau 3.3.1

Le critère de taille est la capitalisation boursière définie comme le produit du nombre de titres ordinaires de la firme par le cours moyen annuel, que nous avons jugé plus représentatif que celui du 31 décembre, cours de clôture de l'année, car ce dernier, bien qu'il soit très utilisé par les praticiens dans la pratique, ne reflète pas la situation de toute l'année. La capitalisation ainsi calculée définit la classe de taille de la firme pour l'année suivante. Pour obtenir le PER, le cours moyen annuel du titre a été divisé par le bénéfice consolidé net par action pour l'année écoulée. Le choix du cours moyen annuel a été fait pour les mêmes raisons citées ci-dessus pour le critère de taille.

Le calcul des rentabilités s'effectue quotidiennement pour chaque titre sur la base de la formule (1.2.1). Ensuite, on définit la rentabilité brute du portefeuille comme étant la moyenne des rentabilités des titres le composant.

3-2-2- Effet taille

Pour l'étude de l'effet taille, notre méthodologie consiste à calculer la capitalisation boursière moyenne et à répartir les titres en deux portefeuilles extrêmes. Le premier est constitué par les titres des sociétés ayant une capitalisation boursière au-dessous de la moyenne et le deuxième ayant une capitalisation boursière au-dessus de la moyenne.

Vu que le nombre de sociétés introduites varie selon les années et n'est pas stable durant la période 1991-1999, notre choix est caractérisé dans une première période (1991-1995) par la constitution de portefeuilles comportant seulement les cinq valeurs extrêmes et dans une seconde période (1996-1999) par les dix valeurs extrêmes.

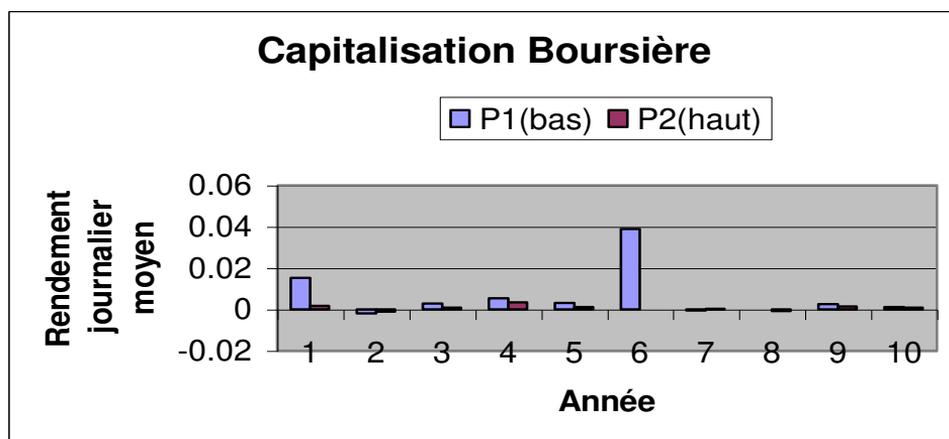
Notre étude effectuée sur la BVMT a révélé que les petites sociétés ont une rentabilité journalière moyenne par an sur la période 1991-1999 significativement plus forte que les grandes sociétés (tableau 3.3.2 et graphiques 3.3.1 et 3.3.2). Cette analyse est confirmée sur les deux sous-périodes 1991-1995 et 1996-1999 (graphique 3.3.3).

Ces résultats sont conformes avec les différentes études effectuées sur les divers marchés financiers et qui prouvent l'existence de l'anomalie taille d'une part, et, d'autre part,

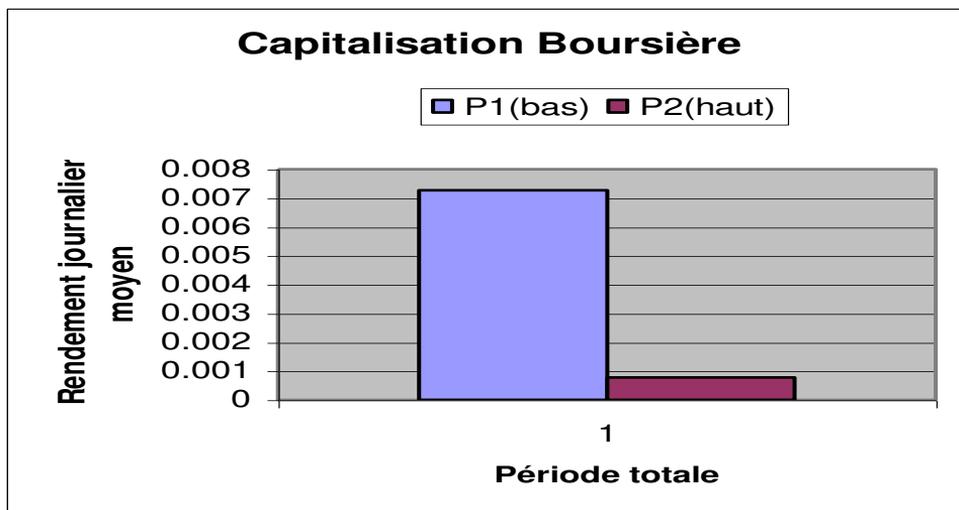
comment profiter de cette situation afin de générer un profit anormal.

Rendement des portefeuilles à faible et à haute capitalisation boursière					
Portefeuille	1991	1992	1993	1994	1995
P1(bas)	0.01529198	-0.00193412	0.00284742	0.00526271	0.00300312
P2(haut)	0.00165318	-0.00106157	0.00074952	0.00333228	0.00117678
Portefeuille	1996	1997	1998	1999	
P1(bas)	0.03899804	-0.00068247	6.17E-05	0.00248606	
P2(haut)	0.00010358	0.00033284	-7.09E-04	0.00146092	
Portefeuille rendement journalier moyen					
	91-1999	91-95	96-1999		
P1(bas)	0.00725938	0.00489422	0.01021584		
P2(haut)	0.00078206	0.00117004	0.00029709		

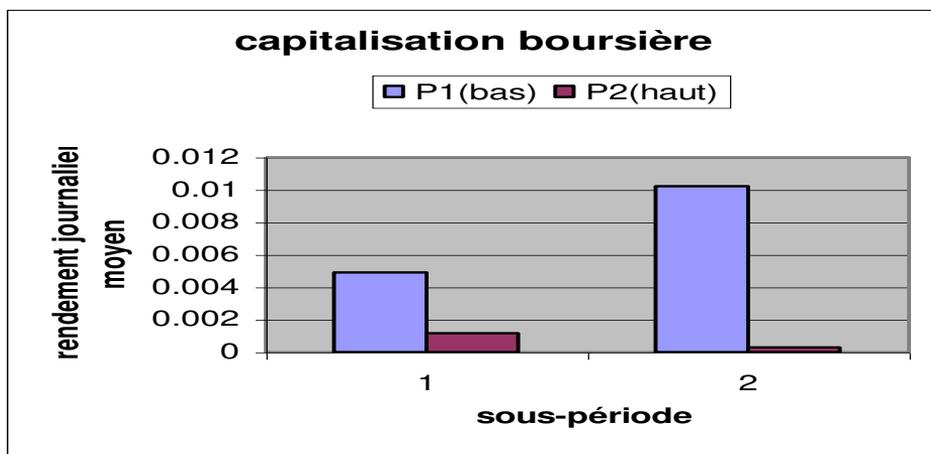
Tableau 3.3.2



Graphique 3.3.1



Graphique 3.3.2



Graphique 3.3.3

D'un autre coté, on remarque que le portefeuille des petites sociétés a réalisé un rendement journalier moyen par an de 0,72 % sur toute la période 1991-1999 tandis que celui des grandes sociétés n'a réalisé que 0,07 % sur cette même période, ce qui représente un gain 9,36 fois plus important.

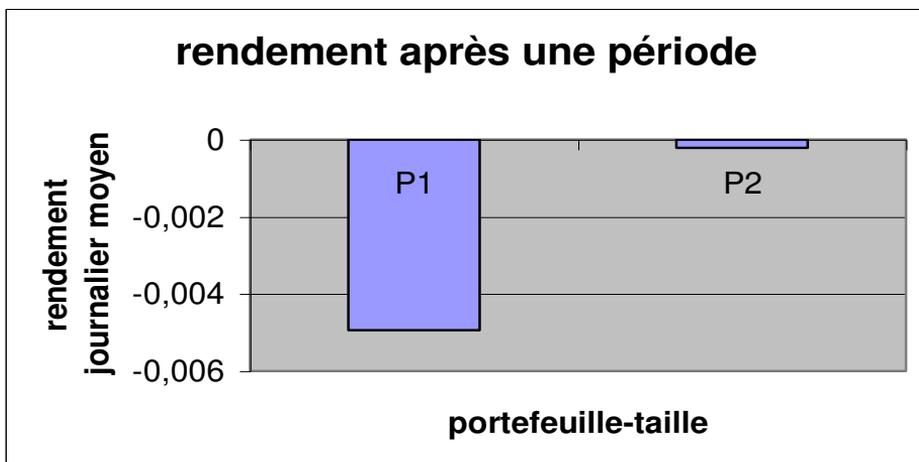
Cette anomalie a poussé les investisseurs à la mettre à profit afin de générer des gains substantiels et ce, par le choix de portefeuille des titres des petites sociétés.

Afin de pouvoir comparer cette stratégie avec d'autres, la constitution des portefeuilles ainsi que la période est la même quelle que soit la stratégie. Autrement dit sur la période 1991-1995, les portefeuilles comprennent cinq titres et sur la période 1996-1999, ils en comprennent dix. La différence réside au niveau des hypothèses et des critères de choix.

Chaque portefeuille est analysé une période plus tard, qui est d'une année, dans le cas de notre étude. Autrement dit sur la période 1992-1996 et 1997-2000. Les portefeuilles constitués chaque année sont notés par P1 et P2. Une année (12 mois) plus tard, ces portefeuilles sont notés respectivement par P112 et P212. Le rendement de chaque portefeuille est défini par la différence respective notée $\Delta P1 = P112 - P1$ pour le portefeuille P1 et $\Delta P2 = P212 - P2$ pour le portefeuille P2.

Dans le cas de la stratégie taille, on peut remarquer que le rendement journalier moyen par an du portefeuille des petites firmes sur la période 1991-1999 est de $(-0,49) \%$ quant à celui des grandes firmes, il est de $(-0,02) \%$ (tableau 3.3.3 et graphique 3.3.4). Le graphique (3.3.5) montre comment les portefeuilles P1 et P2 deviennent une année plus tard et ce, sur la période totale 1991-1999.

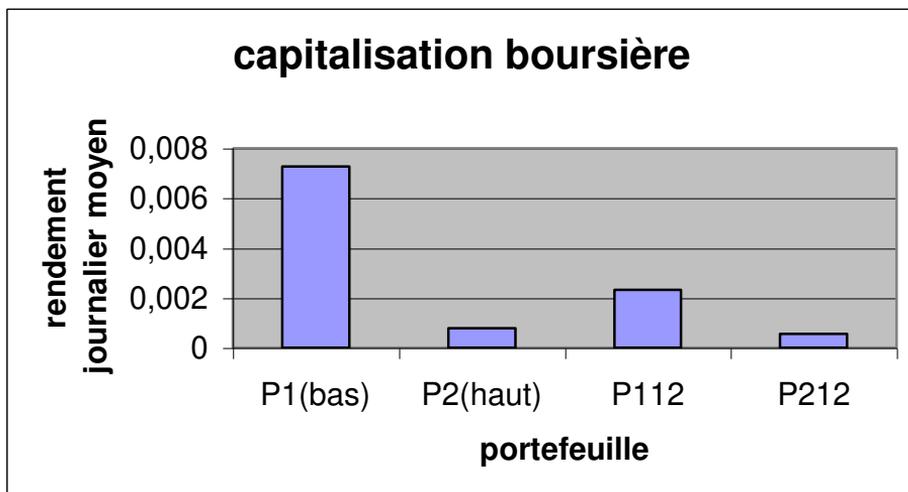
D'après les résultats, l'existence de l'anomalie taille ne donne pas d'avantage à celui qui l'adopte comme stratégie pour former des portefeuilles et les vendre une période plus tard. En effet, sur une période moyenne d'une année, nous avons démontré que ceux qui l'adoptent génèrent des pertes plutôt que des gains.



Graphique 3.3.4

Rendement des portefeuilles à faible et haute capitalisation boursière					
Portefeuille	1991	1992	1993	1994	1995
P1(bas)	0.01529198	-0.00193412	0.00284742	0.00526271	0.00300312
P2(haut)	0.00165318	-0.00106157	0.00074952	0.00333228	0.00117678
P112		-0.00216103	0.00388113	0.00533503	0.00274431
P212		-0.00106157	0.00074952	0.00351209	0.00084857
	1996	1997	1998	1999	2000
P1(bas)	0.03899804	-0.00068247	6.17E-05	0.00248606	
P2(haut)	0.00010358	0.00033284	-7.09E-04	0.00146092	
P112	0.00080223	0.00078898	0.00535736	0.00301016	0.00106926
P212	0.00057618	-0.00090803	-0.0004868	1.11E-03	0.00073939
	Rend91	Rend92	Rend93	Rend94	Rend95
Δ P1	-0.01745302	0.00581524	0.00248761	-0.0025184	-0.0022009
Δ P2	-0.00271475	0.00181109	0.00276257	-0.00248371	-0.0006006
	Rend96	Rend97	Rend98	Rend99	
Δ P1	-0.03820906	0.00603983	0.00294844	-0.0014168	
Δ P2	-0.00101162	-0.00081964	0.001819	-0.00072153	
Rendement journalier moyen					
	91-95	96-99	91-99		
P1(bas)	0.00489422	0.01021584	0.00725938		
P2(haut)	0.00117004	0.00029709	0.00078206		
	92-96	97-2000	92-2000		
P112	0.00212033	0.00255644	0.00231416		
P212	0.00092496	0.00011364	0.00056437		
Rendement journalier moyen après une période					
	92-96	97-2000	92-2000		
Δ P1	-0.00277389	-0.0076594	-0.00494523		
Δ P2	-0.00024508	-0.00018345	-0.00021769		

Tableau 3.3.3



Graphique 3.3.5

3-2-3- Effet PER

Concernant l'étude de l'effet PER, notre méthodologie consiste à calculer le PER médian et à répartir les titres en deux portefeuilles extrêmes aussi. Le premier est constitué par les titres des sociétés à faible PER (en dessous du PER médian) et le second est constitué par les titres des sociétés à haut PER (en dessus du PER médian).

De même, étant donné que le nombre de sociétés introduites varie selon les années et n'est pas stable durant la période 1991-1999, notre choix était caractérisé, dans une première période (1991-1995), par la constitution de portefeuilles comportant seulement les cinq valeurs extrêmes et dans une seconde période

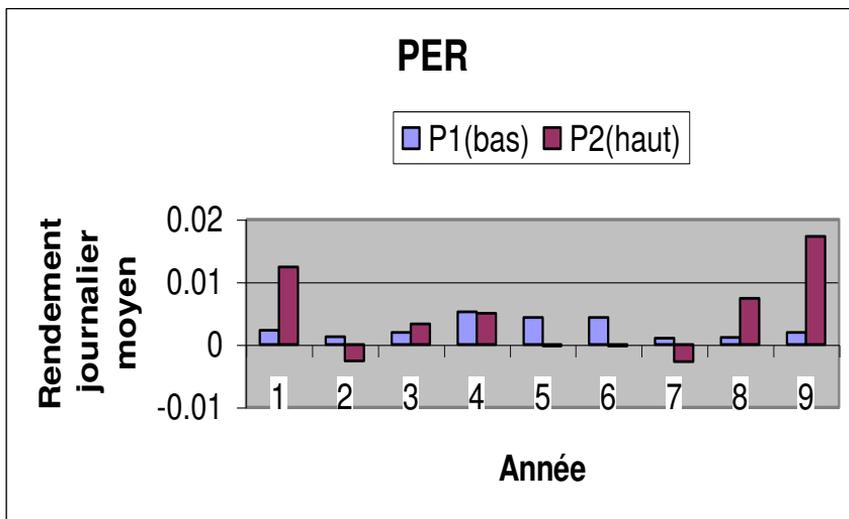
(1996-1999) par les dix valeurs extrêmes.

Notre étude effectuée sur la BVMT a révélé des résultats contradictoires avec ceux trouvés sur les différentes places boursières. En effet, les portefeuilles aux plus hauts PER ont réalisé des rendements supérieurs à ceux aux PER les plus faibles (tableau 3.3.4 et graphique 3.3.6).

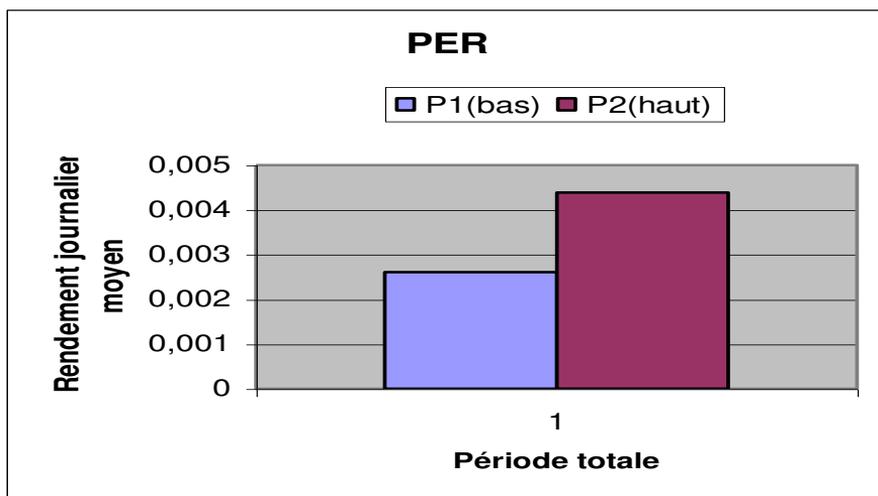
En moyenne et sur la période 1991-1999, le rendement journalier moyen par an des portefeuilles à haut PER est de 1.68 fois plus que celui des portefeuilles à bas PER (graphique 3.3.7). Ce résultat est indépendant du système de cotation comme le montre le graphique 3.3.8.

Rendement des portefeuilles à bas et à haut PER					
	1991	1992	1993	1994	1995
Portefeuille					
P1(bas)	0.00225933	0.0012675	0.00188126	0.00524384	0.00433528
P2(haut)	0.01234342	-0.0025572	0.00332689	0.00495379	-0.00023571
	1996	1997	1998	1999	
P1(bas)	0.00433528	0.00102745	0.00118971	0.00190591	
P2(haut)	-0.00023571	-0.00278315	0.00735413	0.01729455	
Portefeuille rendement journalier moyen					
	91-99	91-95	96-99		
P1(bas)	0.00260506	0.00299744	0.00211459		
P2(haut)	0.00438456	0.00356624	0.00540745		

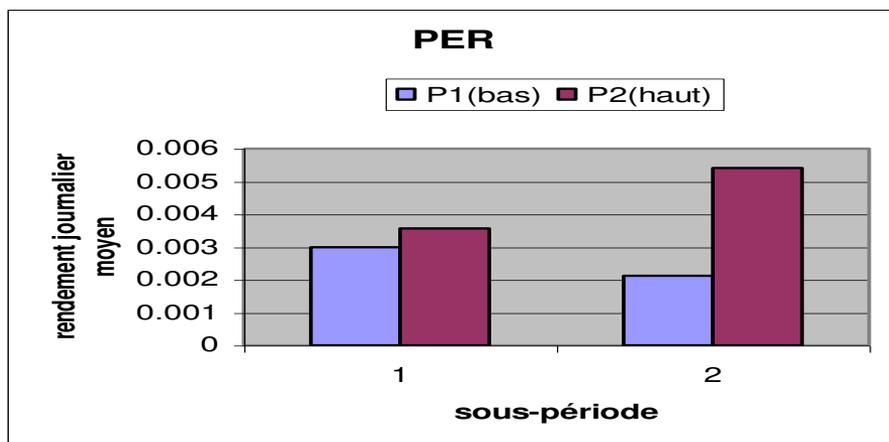
Tableau 3.3.4



Graphique 3.3.6



Graphique 3.3.7



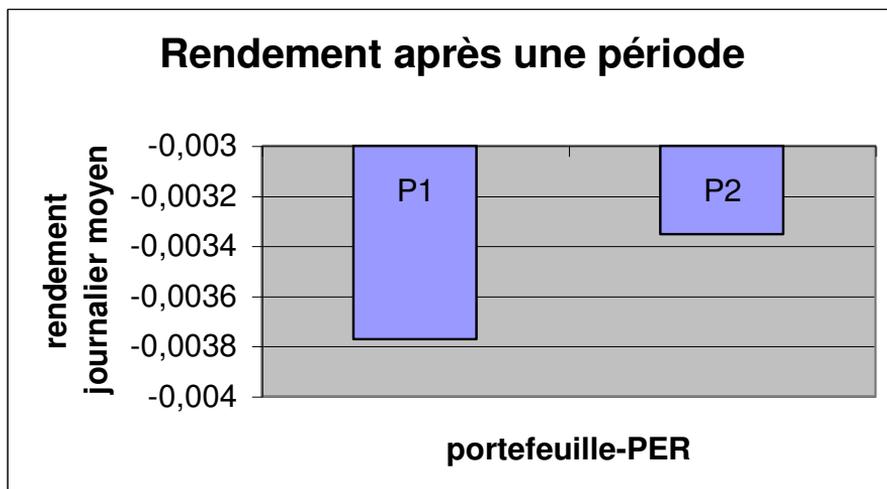
Graphique 3.3.8

On peut remarquer aussi que, sur toute la période 1991-1999, les portefeuilles à haut PER ont réalisé un rendement annuel moyen de 0,43 % quant à ceux à bas PER, ils n'ont généré que 0,26 %.

Bien que ces résultats ne soient pas conformes à ceux trouvés sur d'autres places boursières, on ne peut nier l'anomalie PER qui constitue une stratégie adoptée par plusieurs investisseurs afin de générer des profits anormaux.

Cette stratégie est l'objet de notre étude. La méthodologie suivie est celle de la stratégie taille sauf P1 qui représentera le portefeuille à bas PER et P2 qui représentera le portefeuille à haut PER. Dans le cas de la stratégie PER, on peut remarquer que le rendement journalier moyen par an du portefeuille à bas

PER sur la période 1991-1999 est de $(-0,37)$ % quant à celui à haut PER, il est de $(-0,33)$ % (voir tableau 3.3.5 et graphique 3.3.9).

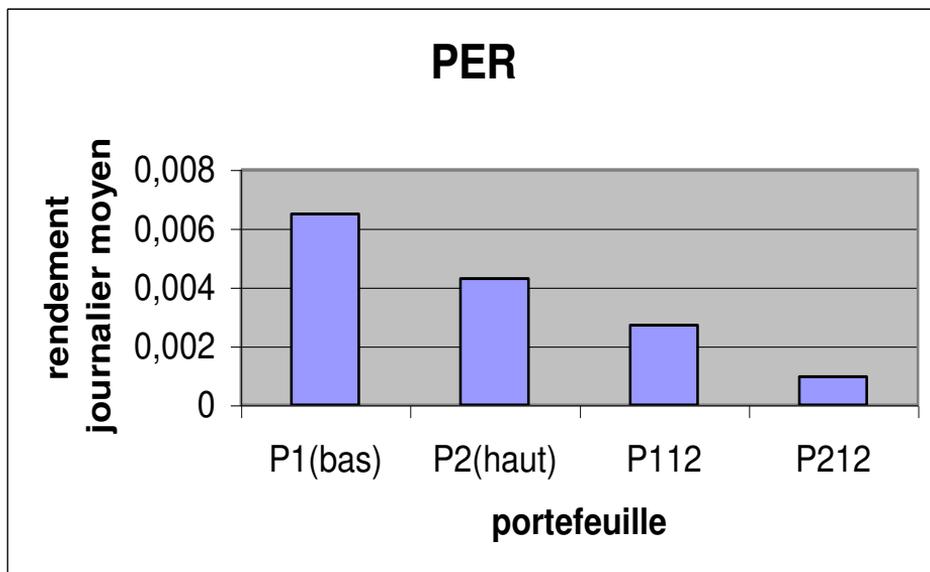


Graphique 3.3.9

Le graphique 3.3.10 montre ce qu'il advient des portefeuilles P1 et P2 une année plus tard et ce, sur la période totale 1991-1999. De même, cette stratégie n'est pas intéressante étant donné que les rendements sur la période 1991-1999 sont négatifs. Par conséquent, l'adoption d'une stratégie basée sur l'effet taille ou PER ne semble pas intéressante et le recours à d'autres stratégies est inévitable.

Rendement des portefeuilles à bas et haut PER					
Portefeuille	1991	1992	1993	1994	1995
P1(bas)	0.00225933	0.0012675	0.00188126	0.00524384	0.00433528
P2(haut)	0.01234342	-0.0025572	0.00332689	0.00495379	-0.00023571
P112		0.00099771	0.00300964	0.00510645	0.00239358
P212		-0.0031092	0.00329534	0.00515279	0.0008331
	1996	1997	1998	1999	2000
P1(bas)	0.03936198	0.00102745	0.00118971	0.00190591	
P2(haut)	-0.00093727	-0.00278315	0.00735413	0.01729455	
P112	0.0008716	0.00115873	0.00520885	0.00278764	0.0029885
P212	-0.0025183	-0.00472471	0.0083419	0.00156217	-0.00025286
	Rend91	Rend92	Rend93	Rend94	Rend95
Δ P1	-0.00126162	0.00174214	0.00322519	-0.00285026	-0.00346368
Δ P2	-0.01545262	0.00585253	0.0018259	-0.00412069	-0.00228259
	Rend96	Rend97	Rend98	Rend99	
Δ P1	-0.03820324	0.0041814	0.00159793	0.00108259	
Δ P2	-0.00378744	0.01112506	-0.00579196	-0.01754741	
Rendement journalier moyen					
	91-95	96-99	91-99		
P1(bas)	0.00299744	0.01087126	0.00649692		
P2(haut)	0.00356624	0.00523206	0.00430661		
	92-96	97-2000	92-2000		
P112	0.00287685	0.00303593	0.00272475		
P212	0.001543	0.00123162	0.00095336		
Rendement journalier moyen après une période					
	92-96	97-2000	92-2000		
Δ P1	-0.00052165	-0.00783533	-0.00377217		
Δ P2	-0.00283549	-0.00400044	-0.00335325		

Tableau 3.3.5



Graphique 3.3.10

4- Stratégie de sur-réaction

Le marché financier suscite l'intérêt de plusieurs chercheurs, surtout dans le domaine d'évaluation des actifs financiers et de leurs performances. Les recherches antérieures ont identifié plusieurs anomalies du marché, telles que l'effet taille, l'effet lundi, l'effet janvier, l'effet PER, etc. mettant en question la notion d'efficacité des marchés et par la suite la prévisibilité des rentabilités boursières.

D'autres études effectuées par Banz [1981], Basu [1983], Rosenberg, Reid et Lanstein [1985] et Lakonishok, Shleifer et Vishny [1994] ont montré que le rendement moyen des actions

d'une firme est fonction de sa taille, de la valeur comptable par rapport à la valeur marchande, du rapport bénéfice/cours de l'action, du ratio cash-flow/cours de l'action et de la croissance du chiffre d'affaire. Vu que ces variables n'ont pas été prises en compte dans le modèle CAPM, elles seront assimilées à des anomalies. Fama et French [1996] ont voulu expliquer ces anomalies à travers un modèle à plusieurs facteurs mais ils ont fini par conclure leur incapacité d'identifier nettement les deux variables de décision traduisant la consommation et l'investissement, permettant aux investisseurs d'interpréter clairement les résultats.

Dans le même contexte, De Bondt et Thaler [1985] ont décelé une sur-réaction des cours boursiers : les titres ayant enregistré de mauvaises performances en bourse par le passé connaîtraient ultérieurement des performances supérieures à la moyenne et vice-versa pour les titres ayant enregistré d'excellentes performances. Toutefois Jegadeesh et Titman [1993] ont montré qu'à court terme, les rendements des actions présentent une tendance continue. Ainsi, les actions caractérisées par un rendement élevé présenteront au bout d'une année un rendement futur plus élevé.

La théorie de De Bondt et Thaler s'articule autour de deux propositions : Les investisseurs réagissent souvent à de

nouvelles informations avec un changement exagéré dans le prix qui reflète un enthousiasme excessif ou une crainte. Après avoir évalué attentivement ces nouvelles données, les investisseurs corrigent ou ajustent les exagérations en orientant les prix des actions dans le sens opposé. Cette théorie connue par la théorie de la sur-réaction a fasciné les investisseurs étant donné qu'elle présente des opportunités de faire des profits excessifs à partir de règles simples basées uniquement sur le sens et la taille des imprévus et sur les mouvements anormaux dans le prix des actions. Les analystes universitaires sont également intéressés par la possibilité des oppositions de prix parce qu'un tel modèle est directement en conflit avec les hypothèses du marché efficient.

Quelques études menées sur les équilibres individuels, incluant entre autres celles de De Bondt et Thaler [1985] et celles de Fama et French [1988], ont conclu que les oppositions de prix suivent les grands changements. Toutefois, d'autres recherches comme celles de Cox et Peterson [1994] contestent ce point de vue. De même, les études, relativement peu nombreuses, menées sur le marché dans sa totalité, ne se sont pas accordées sur la compatibilité du mouvement dans les niveaux des prix agrégés avec la théorie de sur-réaction. Akgiray [1989] présente des

arguments contre la sur-réaction alors que Poterba et Summers [1988] concluent à l'évidence de l'ajustement à long terme.

Fama [1991] note que la prévisibilité des rendements est l'un des aspects les plus controversés du débat sur l'efficience des marchés. Ainsi, plusieurs explications ont été données pour tenir compte des reversions des cours. Par exemple, Kaul et Nimalendrau [1990] et Jegadeesh et Titman [1995] ont essayé de déterminer si les écarts entre l'offre et la demande peuvent expliquer les reversions à court terme. Lo et Mackinlay [1990] ont montré que des profits contraires à court terme pourraient être dus à des effets retards entre les bourses.

Concernant les reversions à long terme, Chan, Hamao et Lakonishok [1991], Fama et French [1992] et Lakonishok, Shleifer et Vishny [1994], les expliquent par l'existence de biais au niveau de la microstructure qui sont très graves pour les titres sous-évalués ou par la variation dans le temps des rendements espérés. Comme la différence dans la performance passée est perçue comme une différence dans la valeur comptable, les reversions à long terme est liée à ce phénomène.

C'est ainsi que les récentes études essaient d'examiner les modèles en coupe instantanée de la rentabilité des titres et les possibles biais qui se manifestent dans le calcul des rentabilités en se basant sur les travaux pionniers de De Bondt et Thaler

[1985]. Ce problème a été soulevé par Conrad et Kaul [1993] dans une étude relative à des titres à prix bas utilisant les rendements anormaux cumulés.

La stratégie de sur-réaction, basée sur les autocorrélations multi-périodiques, consiste à acheter les titres, en nombre fixe ou par fractiles (quintiles ou déciles), ayant les plus médiocres performances passées (perdants), mesurées par les rentabilités cumulées et à vendre (éventuellement à découvert) ceux ayant généré les meilleures performances (gagnants), puis inverser ces positions après une certaine période de détention, proche de la durée optimale de formation des portefeuilles. Grâce à la dépendance négative des rentabilités cumulées, les portefeuilles perdants deviennent gagnants et inversement : la rentabilité du portefeuille d'arbitrage définie comme la différence de rentabilité des portefeuilles perdants et gagnants est par conséquent positive.

L'idée de sur-réaction n'est pas nouvelle. On la trouve déjà dans Keynes [1936] et Williams [1938]. Mais les principales études de sur-réaction portent sur le marché américain. Les études de sur-réaction sur les marchés européens sont celles d'Alonso et Rubio [1990] en Espagne, Vermaelen et Vestringue [1986] en Belgique, Da Costa [1994] au Brésil, Clare et Thomas [1995] au

Royaume-Uni, Chang, Mc Leavy et Rhee [1995] au Japon et Maï [1995] en France.

Le phénomène de sur-réaction a d'abord été examiné à long terme, sur une période de 3 à 5 ans par De Bondt et Thaler [1985, 1987], Chan [1988], et Zarowin [1990]. Les études les plus récentes étudient le phénomène à court terme, au niveau du mois, de la semaine, voire du jour. Lo et McKinglay [1990] , Lehmann [1990] , Atkins et Dyle [1990] et Zarowin [1990] parlent de renversement de prix (price reversals).

4-1- Etudes empiriques et critiques

En utilisant les taux de rentabilité mensuels de toutes les actions cotées au NYSE entre 1926 et 1982, De Bondt et Thaler forment deux portefeuilles. Le premier est constitué des 35 actions les plus performantes au cours d'une période, dite période de formation, de cinq ans (la performance étant mesurée par le cumul des taux en excès de la rentabilité du marché). Le second est constitué des 35 actions les moins performantes au cours de la même période de formation. Au cours des périodes des 3 ans subséquentes aux périodes de formation, dites périodes de tests, le portefeuille des perdants surpassait l'indice en moyenne de 19,6%, tandis que le portefeuille des titres gagnants était surpassé par l'indice de 5% en moyenne.

Vermaelen et Verstringe [1985] se sont opposés aux résultats de De Bondt et Thaler [1985] et ont testé l'hypothèse de sur-réaction sur le marché belge. Leurs résultats montrent que " l'effet de sur-réaction est une réponse rationnelle du marché aux changements de risque". Leur hypothèse de changement de risque est fondée sur le fait qu'une baisse (hausse) des prix des actions entraîne un accroissement (déclin) des ratios de fonds propres à l'endettement et donc du risque mesuré par les bêtas du CAPM.

Fama et French [1987] suggèrent que des primes de risque variables avec retour à la moyenne pourraient être la cause de tels phénomènes, bien qu'ils reconnaissent que leurs résultats soient cohérents avec ceux de De Bondt et Thaler.

Ces diverses controverses et les doutes qu'elles jettent sur les résultats des premiers travaux de De Bondt et Thaler [1985] ont amené ces derniers à approfondir leur hypothèse de sur-réaction [1987]. Les conclusions de leur nouvelle étude présentées par Hamon et Jacquillat [1992] sont les suivantes :

- Les taux de rentabilité des perdants pendant la période de test sont négativement corrélés avec la performance à court terme et à long terme de la période de formation des portefeuilles. Ce phénomène est particulièrement net au mois de janvier. Pour les gagnants, les taux de rentabilité en excès du mois de janvier sont

négativement corrélés aux taux de rentabilité en excès du mois de décembre précédent.

- L'effet gagnant-perdant ne peut être attribué aux changements de risque mesurés par les bêtas. Ce résultat est conforme aux travaux de Schwert [1990].

- L'effet gagnant-perdant n'est pas principalement un effet taille. Toutefois, en évacuant l'effet gagnant-perdant, il subsiste des taux de rentabilité en excès pour les petites firmes.

- Pour De Bondt et Thaler [1987], une explication possible du phénomène de sur-réaction serait une perception incorrecte des bénéfices futurs et des situations extrêmes caractérisées par de fortes hausses ou de fortes baisses récentes en bourse.

Ces différents résultats ont été mis en doute par Zarowin. En effet, dans une première étude, Zarowin [1989] montre que l'effet de sur-réaction ne serait qu'un effet taille. Il ajoute que, s'il est vrai que les sociétés ayant eu des bénéfices médiocres surpassent celles qui ont eu de bons bénéfices, cette différence de performance a tendance à disparaître lorsque les portefeuilles sont contrôlés pour le facteur taille. En effet, il y a peu de différence de performance subséquente entre les sociétés de même taille ayant eu de médiocres et de bons bénéfices.

Dans une seconde étude, consacrée au phénomène taille, Zarowin [1990] montre que les perdants ne surpassent les

gagnants qu'au mois de janvier. Cet effet janvier est souvent associé à l'effet taille, surtout en ce qui concerne le marché américain. Ce qui est moins le cas sur le marché français. Maï [1992] trouve également des rentabilités positives et significatives des portefeuilles d'arbitrage en janvier. La rentabilité du reste de l'année, bien qu'inférieure, reste significative. Ce qui laisse à penser que l'effet janvier n'est pas la seule explication. D'autre part, Maï montre, par des statistiques ordonnées que le classement des portefeuilles selon leur performance passée coïncide fortement et significativement avec celui effectué par la capitalisation boursière. Le même phénomène est également observé sur le marché américain, en particulier par Zarowin [1990].

Chan [1988] et Ball et Kotharis [1989] ont observé une différence de 0.76 entre les bêtas des portefeuilles perdants et gagnants. Cette différence de risque systématique explique la différence de rentabilité entre ces portefeuilles. Cette observation n'est pas partagée par De Bondt et Thaler.

Le résultat de De Bondt et Thaler [1985], à savoir l'existence du phénomène de sur-réaction, a été confirmé par Zarowin [1990] sur le marché américain et Maï [1992] sur le marché français, et ce, en contrôlant à la fois l'effet taille, la différence de risque

éventuelle entre les portefeuilles perdants et gagnants ainsi que l'effet janvier.

Une autre explication de la sur-réaction est donnée par Blume et Stambaugh [1983] et Conrad et Kaul [1993] : les écarts de fourchette. Par un modèle simple, tenant compte des écarts de fourchette et appliquant les hypothèses de Roll, en particulier la distribution symétrique des prix autour du prix d'équilibre, Conrad et Kaul [1993] montrent que les rentabilités sont biaisées et sur-estimées. Ce biais positif ne dépend pas de la durée de détention et est en fonction du carré de la fourchette. Or la valeur de celle-ci est fortement liée à la capitalisation et au niveau des cours comme l'a souligné Hamon et Jacquillat [1992]. Le biais différentiel reste positif dans la mesure où les portefeuilles perdants (respectivement gagnant) sont constitués de titres de faible (respectivement forte) capitalisation. La conséquence immédiate de ce résultat, comme l'a souligné Maï [1992], est une incitation à développer des stratégies basées sur la sur-réaction à long terme. En effet, il montre que le biais d'une stratégie d'achat et de vente après 12 mois de détention est 12 fois moindre que celui d'une stratégie recomposée tous les mois, sur une durée de 12 mois.

4-2- Corrélation des rentabilités

Les stratégies de sur-réaction exploitent la dépendance négative

des rentabilités qui est mesurée par les autocorrélations dans le cas d'une dépendance linéaire. Ces autocorrélations permettent de mesurer la prévisibilité des rentabilités. Une autocorrélation fortement significative implique que la rentabilité future peut être prévue correctement par les rentabilités passées. On observe aux U.S.A, d'après Fama et French [1988], une autocorrélation positive à court terme et négative à moyen et à long terme. Le même phénomène est constaté en France. L'autocorrélation d'ordre L d'une variable donnée X est mesurée par le terme :

$$\rho(L) = \frac{\frac{1}{T-L} \sum_{t=1}^{T-L} (X_t - \bar{X})(X_{t+L} - \bar{X})}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^2} \quad (3.4.1)$$

$$\text{où } \bar{X} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t$$

Une autocorrélation significative et importante signifie que la rentabilité future est proche de la rentabilité actuelle.

Maî [1992] a montré que les autocorrélations décroissent en général avec la taille des portefeuilles. Il explique ce résultat par le problème de liquidité: les titres de faible capitalisation sont en général moins liquides que ceux de forte capitalisation où les cours sont plus renseignés, ce qui entraîne une autocorrélation moins forte par rapport aux premiers.

4-3- Méthodologie

4-3-1- Sur-réaction à long terme

Les portefeuilles perdants et gagnants peuvent être formés de titres extrêmes quant à leur performance passée ou encore par fractiles (quintiles ou déciles). De Bondt et Thaler [1985] choisissent de prendre les 35 titres extrêmes quelle que soit l'année. Chan [1988] construit ses portefeuilles par déciles de valeurs et Zarowin [1990] par quintiles, pour avoir un même niveau de risque car les déciles représentent, par exemple sur le marché américain, 70 titres en 1933 et environ le double en 1985. Les rentabilités des titres sont calculées puis cumulées sur la période dite de formation.

L'évolution des portefeuilles est examinée sur la période subséquente, dite du test.

4-3-2- Hypothèses et tests

4-3-2-1- Choix des périodes

Les portefeuilles peuvent être formés sur des périodes soit "disjointes" soit "glissantes". De Bondt et Thaler disposaient de 16 dates de formation ($t = 0$), de 3 ans en 3 ans, allant de décembre 1932 à décembre 1977. Pour former les portefeuilles à chacune de ces dates, les rentabilités mensuelles de tous les titres sont calculées et cumulées entre $t = -35$ et $t = 0$ les titres sont ensuite classés par ordre croissant de rentabilité cumulée et

N_m portefeuilles sont ainsi formés ($N_m = \frac{541}{m} - 1$ pour les intervalles "disjoints" et $N_m = 541 - 2m$ pour les intervalles "glissants", 541 est le nombre de mois entre décembre 1932 et décembre 1977 et m représente la longueur de la période de formation des portefeuilles). Les rentabilités de ces portefeuilles sont ensuite calculées pour la période de $t = 1$ à $t = 36$.

Zarowin [1990] a choisi la méthode de formation des intervalles glissants qui permet d'avoir un nombre supérieur d'observations, critère essentiel pour la significativité des tests statistiques.

L'étude d'Alonso et Rubio [1990] sur le marché espagnol rassemble seulement 3 dates de formation, en choisissant la méthode des intervalles disjoints.

Maï [1995] a choisi la méthode de formation des intervalles glissants qui permet d'avoir un nombre de données significativement suffisant. Etant donné que la période choisie s'étale de janvier 1977 à décembre 1990, ce qui donne 168 mois,

le nombre de portefeuilles ainsi formés est de $N_m = \frac{168}{m} - 1$ où

m représente la longueur de la période de formation des portefeuilles.

4-3-2-2- Mesure des rentabilités en excès

Les taux de rentabilité du titre i à la période t , $R_{i,t}$ et du marché

dans son ensemble $R_{M,t}$ sont mesurés par :

$$R_{i,t} = \text{Log} \left(\frac{P_{i,t+1} + D_{i,t+1}}{P_{i,t}} \right) \quad (3.4.2)$$

$$\text{et} \quad R_{M,t} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t} \quad (3.4.3)$$

où $P_{i,t}$: cours du titre i à la période t .

$D_{i,t}$: dividende du titre i à la période t .

N_t : nombre de titres disponibles à la période t .

La relation (3.4.2) est une conséquence de la définition.

En effet, $R_{it} = \frac{P_{i,t+1} - P_{i,t} + D_{i,t+1}}{P_{i,t}}$, ce qui signifie que

$$\frac{P_{i,t+1} + D_{i,t+1}}{P_{i,t}} = 1 + R_{i,t} \cong e^{R_{i,t}} \quad \text{car} \quad e^{R_{i,t}} = 1 + R_{i,t} + \frac{1}{2} R_{i,t}^2 + \dots$$

En effet, lorsque la valeur de $R_{i,t}$ est petite, les termes d'ordre supérieur à 2 sont négligeables, par conséquent la relation (3.4.2) et la définition sont équivalentes. Aussi les résultats empiriques obtenus selon ces deux définitions sont sensiblement identiques, mais les auteurs préfèrent l'utilisation de la relation (3.4.2) connue par la "rentabilité composée" pour deux raisons majeures: La première est que la généralisation en temps continu des résultats discrets est plus facile et la seconde est relative à la

propriété de décomposition des rentabilités. La rentabilité sur k jours peut s'écrire comme une somme de k rentabilités quotidiennes:

$$R_{t,t+k} = \log(P_{t+k}) - \log(P_t) = [\log(P_{t+k}) - \log(P_{t+k-1})] + \dots + [\log(P_{t+1}) - \log(P_t)]$$

$$= R_{t+k,t+k+1} + \dots + R_{t+1,t} = \sum_{i=1}^k R_{t+i-1,t+i}$$

Les portefeuilles sont formés selon les rentabilités cumulées passées croissantes, notées :

$$RC_{i,t,m} = \sum_{h=t-m+1}^t R_{i,h} \tag{3.4.4}$$

où t : est la date de formation en nombre de mois

m : est la durée de formation en nombre de mois

Pour étudier le comportement de ces portefeuilles, on calcule, sur la période subséquente de leur formation, les rentabilités en excès.

Le taux de rentabilité en excès ou anormal du titre i, k mois après la formation du portefeuille en t, suivant une période d'estimation de longueur m, est défini comme suit :

$$RA_{i,t,m,k} = R_{i,t+k-1} - R_{m,t+k-1} \tag{3.4.5}$$

Les performances des portefeuilles sont appréciées à partir de leurs rentabilités anormales cumulées notées $RAC_{i,t,m,k}$ (titre i,

k mois après la formation en t, précédée d'une période d'observation de durée m) et évaluées par :

$$\text{RAC}_{i,t,m,k} = \sum_{j=1}^k \text{RA}_{i,t,m,j} \quad (3.4.6)$$

Les rentabilités des portefeuilles sont ainsi obtenues en agréant les rentabilités individuelles et, par conséquent, les rentabilités anormales cumulées moyennes définies par :

$$\text{RACM}_{j,m,k} = \frac{1}{N_m} \sum_{t=1}^{N_m} \text{RAC}_{j,t,m,k} \quad (3.4.7)$$

avec $j = P$ ou G .

L'hypothèse de sur-réaction prédit un renversement de positions, les perdants, notés P, deviennent gagnants, notés G et inversement, c'est à dire :

$$\text{RACM}_{G,m,k} < 0 \text{ et } \text{RACM}_{P,m,k} > 0,$$

Ce qui implique que :

$$\text{RACM}_{P,m,k} - \text{RACM}_{G,m,k} > 0 \quad (3.4.8)$$

La statistique du test de Student, pour ce portefeuille d'arbitrage, est définie par la relation suivante :

$$T_k^1 = \frac{\text{RACM}_{P,m,k} - \text{RACM}_{G,m,k}}{\sqrt{2\sigma_k^2 / N_m}} \approx T(N_m - 1) \quad (3.4.9)$$

avec :

$$\sigma_k^2 = \frac{1}{2(N_m - 1)} \left[\sum_{t=1}^{N_m} (RAC_{P,t,m,k} - RACM_{P,m,k})^2 + \sum_{t=1}^{N_m} (RAC_{G,t,m,k} - RACM_{G,m,k})^2 \right]$$

σ_k^2 est la moyenne des variances des rentabilités anormales cumulées des deux sous-échantillons gagnant et perdant, ces échantillons étant supposés indépendants.

L'hypothèse de sur-réaction peut être également testée unilatéralement au niveau des portefeuilles. l'hypothèse nulle devient alors :

$$RACM_{P,m,k} = 0 \text{ (respectivement } RACM_{G,m,k} = 0) \quad (3.4.10)$$

Sous les conditions de normalité et d'indépendance des rentabilités anormales, la statistique de Student correspondant au portefeuille perdant est la suivante :

$$T_k^2 = \frac{RACM_{P,m,k}}{\sigma_k^P / \sqrt{N_m}} \approx T(N_m - 1) \quad (3.4.11)$$

$$\text{où } (\sigma_k^P)^2 = \frac{\sum_{t=1}^{N_m} (RAC_{P,t,m,k} - RACM_{P,m,k})^2}{N_m - 1}$$

Même technique pour le portefeuille gagnant.

Un second test consiste à régresser les rentabilités en excès contre une variable muette qualifiant les portefeuilles suivant la relation :

$$RA_{j,t,k} = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \varepsilon_{j,t,k} \quad (3.4.12)$$

où J : peut prendre deux valeurs G ou bien P selon que le portefeuille est constitué de titres gagnants ou perdants.

t : représente les dates de formation des portefeuilles avec

$$t = 1, \dots, N_m$$

k : repère un mois particulier et varie de 1 à m

D_t : est une variable binaire qui vaut un dans l'hypothèse d'un portefeuille perdant et zéro sinon.

Cette relation peut être étendue aux rentabilités anormales cumulées.

4-4- Application au marché tunisien (BVMT)

Afin de comparer les différentes stratégies, nous avons opté pour la même période 1991-1999. La période de formation est d'une année. Les rentabilités journalières moyennes par an de tous les titres sont calculées et cumulées entre $t=-11$ et $t=0$. Les titres sont ensuite classés par ordre croissant de rentabilité cumulée.

Sur la période 1991-1995 on a formé deux portefeuilles. Le premier appelé perdant est constitué par les cinq titres ayant les plus faibles rentabilités cumulées, le portefeuille dit gagnant est formé par les cinq titres ayant les plus fortes rentabilités cumulées. Les rentabilités de ces portefeuilles sont ensuite calculées pour la période de $t=1$ à $t=12$. Le nombre de titres devient dix sur la période 1996-1999.

Nous avons montré que sur toute la période 1991-1999, le rendement journalier anormal cumulé du portefeuille perdant est de $(-48,56 \%)$ alors que celui gagnant est de $75,62 \%$. Douze mois après, le portefeuille perdant devient gagnant et celui qui était gagnant devient perdant (tableau 3.4.1 et graphique 3.4.1).

Sur la période subséquente 1992-2000, le rendement journalier anormal cumulé du portefeuille perdant est devenu $(-7,47 \%)$ et celui gagnant est devenu $(-13,29 \%)$ (tableau 3.4.1 et graphique 3.4.2). Ce qui montre un renversement de situation d'une année à l'autre, prouvant le phénomène de sur-réaction sur le marché tunisien.

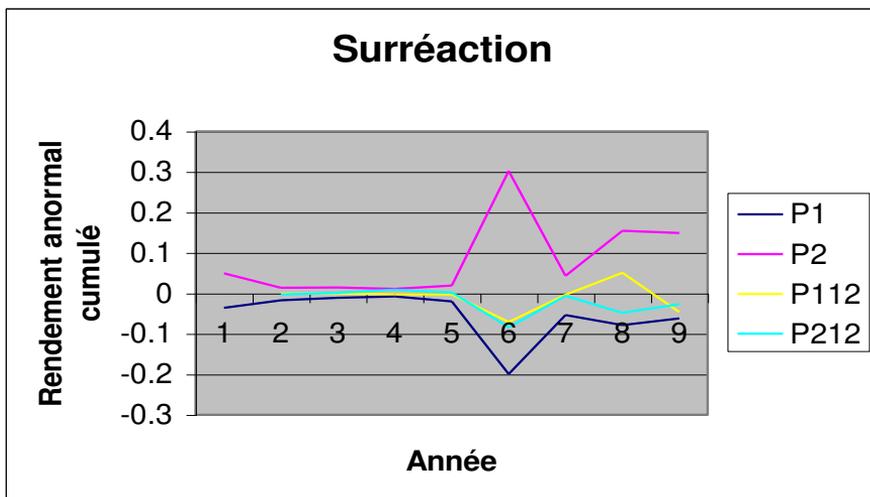
Ces résultats encourageants ont incité les investisseurs à opter cette stratégie dans l'objectif de réaliser des profits anormaux.. Afin de la comparer avec les stratégies précédentes, nous avons gardé les mêmes règles au niveau de la constitution des

portefeuilles. Dans cette section P1 représente le portefeuille perdant et P2 celui du portefeuille gagnant.

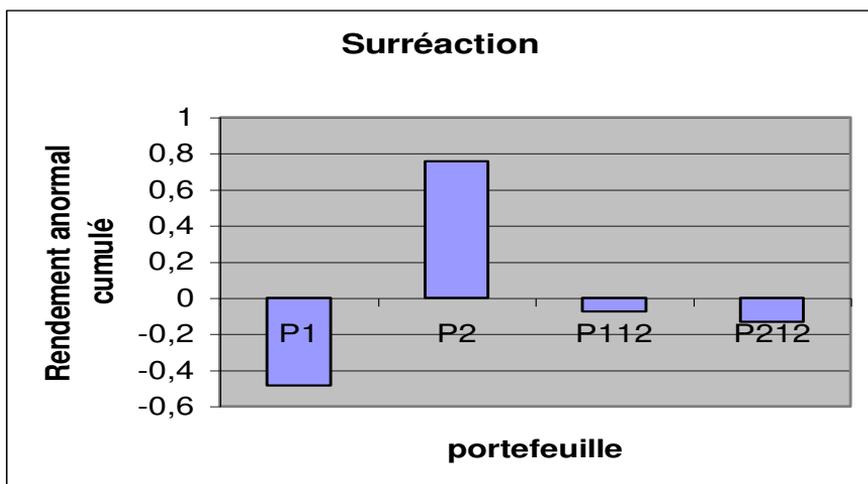
Rendement journalier anormal cumulé					
	RACumu91	RACumu92	RACumu93	RACumu94	RACumu95
P1	-0.0362183	-0.01714397	-0.01104195	-0.00768863	-0.01992231
P2	0.04944856	0.01358964	0.0143422	0.01082336	0.01934818
P112		-0.00095679	-0.0006847	-0.00220878	-3.11E-03
P212		-0.00270776	0.00128734	0.00877179	1.70E-03
	RACumu96	RACumu97	RACumu98	RACumu99	RACumu00
P1	-0.19936073	-0.05371183	-0.07881977	-0.06174151	
P2	0.30208527	0.04278162	0.15453922	0.14932934	
P112	-7.07E-02	-3.86E-03	5.10E-02	-4.62E-02	2.01E-03
P212	-8.44E-02	-6.43E-03	-4.82E-02	-2.72E-02	2.42E-02
Rendement journalier anormal cumulé sur toute la période					
	P1	-0.485649			
	P2	0.75628739			
	P112	-0.07471026			
	P212	-0.13297862			

Tableau 3.4.1

Les résultats de notre étude montrent que le rendement journalier moyen par an réalisé par le portefeuille perdant durant la période 1991-1999 est de 0,408 % quant à celui du portefeuille gagnant est de (-1,255 %) (tableau 3.4.2 et graphique 3.4.3).



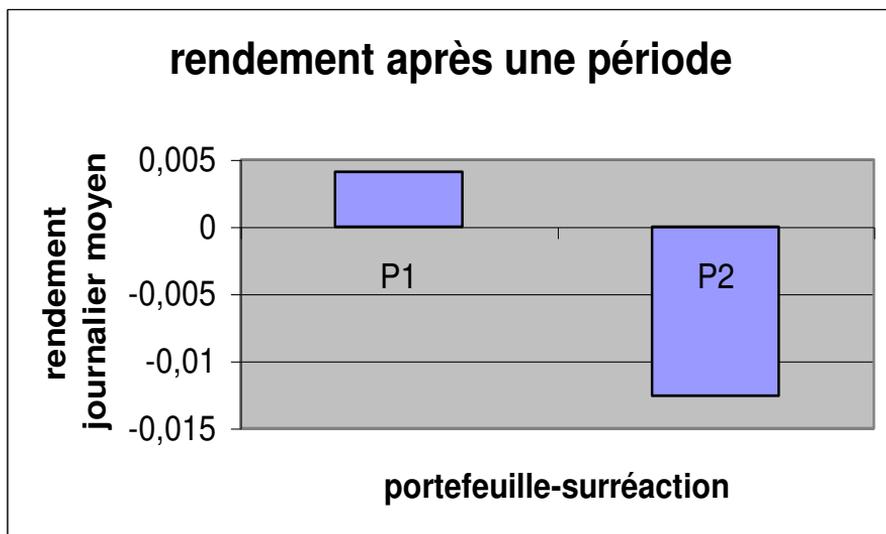
Graphique 3.4.1



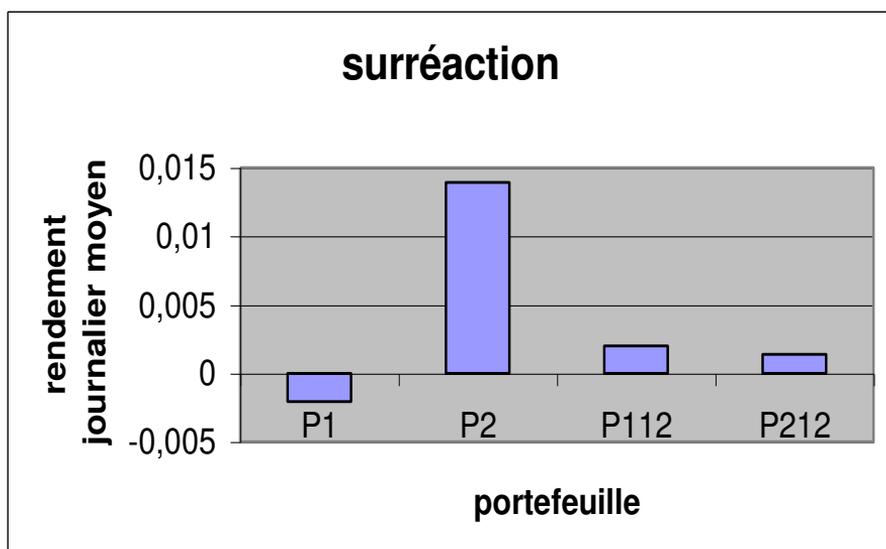
Graphique 3.4.2

Stratégie de sur-réaction					
	Rendann91	Rendann92	Rendann93	Rendann94	Rendann95
P1	-0.00058606	-0.00423739	0.00035407	0.00333228	-0.00251446
P2	0.01654732	0.00198832	0.00535756	0.00703467	0.00533964
P112		-0.00092096	0.00235218	0.00442874	0.00084857
P212		-0.00127116	0.00274659	0.00662485	0.00180978
	Rendann96	Rendann97	Rendann98	Rendann99	Rendann00
P1	-0.00593607	-0.00654118	-0.00221198	-0.00032415	
P2	0.04420853	0.00310816	0.02112392	0.02078293	
P112	-0.00014102	-0.00155626	0.01077036	0.0012307	0.00105517
P212	-0.00288464	-0.00181281	0.00085192	0.0031302	0.00327432
	Rend91	Rend92	Rend93	Rend94	Rend95
Δ P1	-0.00033491	0.00658957	0.00407467	-0.00248371	0.00237344
Δ P2	-0.01781848	0.00075827	0.00126729	-0.0052249	-0.00822427
	Rend96	Rend97	Rend98	Rend99	
Δ P1	0.00437981	0.01731155	0.00344268	0.00137932	
Δ P2	-0.04602134	-0.00225625	-0.01799373	-0.01750862	
Rendement journalier moyen de la sur-réaction					
	91-95	96-99	91-99		
P1	-0.00073031	-0.00375335	-0.00207388		
P2	0.0072535	0.02230589	0.01394345		
	92-96	97-2000	92-2000		
P112	0.0013135	0.00287499	0.0020075		
P212	0.00140509	0.00136091	0.00138545		
Rendement journalier moyen après une période					
	91-95	96-99	91-99		
Δ P1	0.00204381	0.00662834	0.00408138		
Δ P2	-0.00584842	-0.02094498	-0.012558		

Tableau 3.4.2



Graphique 3.4.3



Graphique 3.4.4

Le graphique 3.4.4 montre comment le portefeuille perdant (respectivement Gagnant) devient une année plus tard et ce, sur la période 1991-1999.

Ces résultats encourageants, montrent que l'adoption de cette stratégie s'avère plus intéressante que les précédentes à savoir la stratégie taille et celle PER.

5- Stratégie de contradiction

La stratégie contraire ou de contradiction consiste à investir sur tous les titres avec une pondération proportionnelle à leur performance passée, c'est à dire :

$$w_{i,t,k} = \frac{R_{i,t-k}}{\sum_{i=1}^N R_{i,t-k}} \quad (3.5.1)$$

où $w_{i,t,k}$ représente la proportion du titre i dans le portefeuille à la date t , d'après les performances passées d'ordre k , alors que N représente le nombre de titres dans le portefeuille.

5-1- Méthodologie et Etudes empiriques

5-1-1- Méthodologie

La méthodologie consiste à construire des portefeuilles gagnants et perdants. Ces portefeuilles résultent d'une stratégie active d'investissement, puisque à chaque date t , la composition de chaque portefeuille est révisée. A chaque période t , un titre fait

partie du portefeuille gagnant (perdant) si $R_{i,t-k} > 0$ ($R_{i,t-k} < 0$)
où $R_{i,t-k}$ correspond à la rentabilité du titre i à la période $t-k$.

5-1-2- Etudes empiriques

L'étude faite par Maï [1992] sur le marché français de 1977 à 1990 montre que les résultats de la stratégie contradictoire sont peu probants. En effet, les rentabilités obtenues aux niveaux mensuel et hebdomadaire restent très faibles.

D'autre part, Boies, Lalancette et Lavallée [1998] ont effectué une étude sur le marché canadien afin de tester la relation prévisionnelle entre l'autocorrélation négative observée des rentabilités à la période courante et l'accroissement du volume des transactions d'un titre, selon le modèle de Campbell, Grossman et Wang [1993]. La méthodologie utilisée est celle suivie par Conrad, Hameed et Niden [1994] qui fait appel aux stratégies contraires sous-jacentes à la construction de portefeuilles dit " gagnants " et " perdants ", caractérisés par une autocorrélation négative des rentabilités. Cette méthodologie, soulignent Boies, Lalancette et Lavallée [1998], comporte certains avantages puisque, d'une part, la relation volume-autocorrélation des rentabilités est étudiée au niveau des titres individuels et, d'autre part, elle englobe la relation statistique et la relation économique entre ces deux paramètres.

Leur étude vise à évaluer la performance financière des stratégies contraires dont la mise en œuvre dépend de la capacité qu'a une augmentation du volume des transactions d'indiquer à la période subséquente le signe de l'autocorrélation des rentabilités des titres gagnants et perdants. L'utilisation de la mesure de Sharpe et du test de Jobson et Korkie [1981] pour évaluer la performance des portefeuilles contraires par rapport à une stratégie passive permet d'atteindre cet objectif par le biais de la relation rentabilité-risque. La mesure de Sharpe est attrayante, soulignent Boies, Lalancette et Lavallée [1998], puisqu'elle n'impose aucun processus de génération de la rentabilité espérée des titres. De plus, le petit nombre de titres négociés en contexte canadien, en comparaison des transactions effectuées sur le marché américain, justifie la prise en considération du risque total des portefeuilles plutôt que du seul risque systématique comme celui du cas de la mesure de Jensen ou celle de Treynor. En effet ces deux dernières exigent la détermination d'un modèle d'évaluation des actifs financiers établissant correctement l'espérance de rentabilité des actifs. Lehmann et Modest [1987] concluent à la sensibilité de la mesure de Jensen au nombre de facteurs représentatifs de la structure factorielle. Ferson et Schadt [1996] et Kryzanowski, Lalancette et To [1997] observent que le conditionnement des

primes de risque et les coefficients de risque systématique influent sur la mesure de Jensen.

Boies, Lalancette et Lavallée finissent par conclure que les résultats de leur étude sur le marché canadien, mettent en relief l'existence de rentabilités positives et significatives pour les portefeuilles combinant une position de vente dans le portefeuille gagnant et d'achat dans le portefeuille perdant. Le classement préalable des titres selon l'effet de prix révélé par Keim [1989], indique que l'hypothèse étudiée se trouve vérifiée pour les firmes qui se caractérisent par de hauts prix d'actions contrairement aux prédictions de Blume, Easley et O'Hara [1994].

D'autre part, Boies, Lalancette et Lavallée soulignent que l'utilisation du ratio de Sharpe, qui permet de tester la rentabilité de la stratégie contraire par rapport à une stratégie passive en tenant compte des attributs de risque et de rentabilité, les a conduits à affirmer qu'aucun des portefeuilles combinés n'affiche une performance supérieure à celle de l'indice boursier TSE300. Seul un portefeuille composé de titres perdants possède un ratio de Sharpe statistiquement supérieur au TSE300.

5-2- Stratégie contraire et effet d'information

Dans le même contexte des stratégies contraires, Campbell, Grossman et Wang [1993] proposent un modèle de transaction

comportant, d'une part, des investisseurs peu informés qui négocient sur la base de facteurs exogènes et, d'autre part, des mainteneurs de marché. Ces trois auteurs affirment que la baisse du prix d'un titre provient de la transmission au marché d'une information défavorable ou de pressions de vente exercées par les investisseurs peu informés. Ils concluent que dans le premier cas, la rentabilité espérée du titre et le volume des transactions se maintiendront. Dans le second cas, par contre, les mainteneurs de marché absorberont les pressions de vente uniquement s'ils bénéficient d'une prime sous forme d'augmentation de la rentabilité espérée du titre. Cette dernière peut entraîner un accroissement du volume des transactions associé à un mouvement inverse du prix d'un titre donné (autocorrélation négative des rentabilités). La contribution de Campbell, Grossman et Wang [1993] établit donc un lien prévisionnel entre un accroissement du volume des transactions et l'autocorrélation des rentabilités, ce qui enrichit l'application des stratégies contraires d'un moyen de prévoir les mouvements inverses de prix. Les hypothèses de ces auteurs ont été confirmées empiriquement par Conrad, Hameed et Niden [1994].

D'autre part, Blume, Easley et O'Hara [1994] ont relié le volume des transactions, la précision de l'information ainsi que

les mouvements de prix. Leur étude a révélée que l'ampleur du volume des transactions d'un titre est un indicateur de l'autocorrélation de ses rentabilités. Ils ont affirmé que les prix d'achat ne peuvent fournir toute l'information sur la précision et l'intensité d'un signal transmis au marché, si bien que le volume procure de l'information supplémentaire. Leur modèle suggère également une relation plus importante entre le volume et les prix des titres de sociétés dont la capitalisation boursière est faible.

5-3- Application au marché tunisien (BVMT)

5-3-1- Etude empirique

La méthodologie suivie est celle de Conrad, Hameed et Niden [1994]. L'approche utilisée par ces auteurs suppose des réactions plus dynamiques de la part des investisseurs, puisque les périodes de constitution et de comparaison se suivent en alternance et correspondent toujours à une période de transition. De ce fait, il suffit de prendre $k=1$ dans la formule (3.5.1). On obtient ainsi :

$$w_{it} = \frac{R_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N R_{i,t-1}} \quad (3.5.2)$$

où w_{it} représente la proportion du titre i dans le portefeuille à la date t alors que N représente le nombre de titres dans le portefeuille.

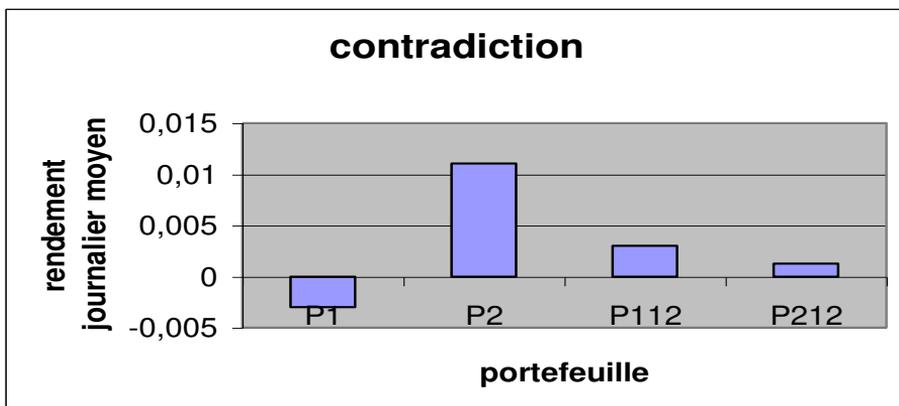
Afin de concrétiser cette approche, nous avons classé les titres selon leurs rentabilités journalières moyennes par an et ce, sur la période allant de 1991 à 1999. Etant donné que le nombre de titres varie d'une année à l'autre, nous avons opté pour le même choix que les autres stratégies pour pouvoir dégager une comparaison entre les différentes stratégies et ce, sur les mêmes bases.

De ce fait, sur la période 1991-1995, nous avons choisi les cinq titres extrêmes et, sur la période 1996-1999, les dix titres extrêmes.

Les résultats montrent un renversement de situation. Les portefeuilles perdants (gagnants) deviennent, une année plus tard, gagnants (perdants). En effet, une rentabilité journalière moyenne pondérée sur toute la période (1991-1999) du portefeuille perdant (gagnant) est passée de $(-0,3 \%)$ ($1,1 \%$) à $0,29 \%$ ($0,12 \%$) (tableau 3.5.1 et graphique 3.5.1).

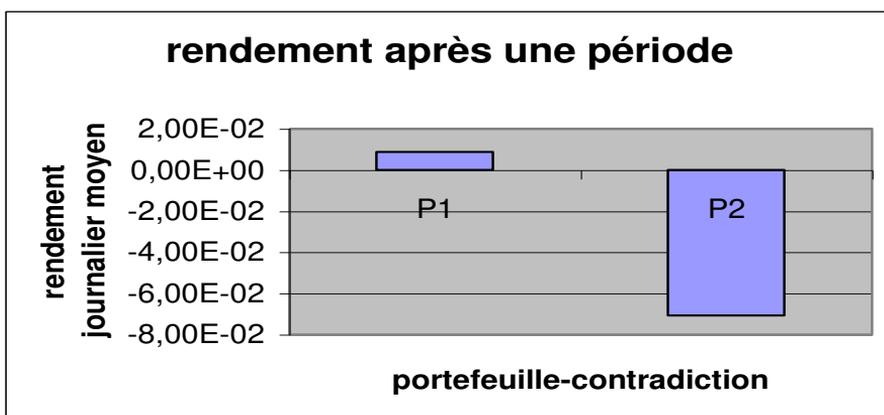
Stratégie de contradiction 91-99					
	RAP91	RAP92	RAP93	RAP94	RAP95
P1	-0.00190034	-0.00762573	-0.0006252	0.00333868	-0.00819978
P2	0.03424017	0.00228585	0.00559979	0.00751425	0.00559755
P112		-0.00027637	0.00325468	0.00351814	8.37E-04
P212		-0.00651654	0.00228067	0.00649336	1.74E-03
	RAP96	RAP97	RAP98	RAP99	RAP00
P1	-0.02077911	-0.01061478	-0.00390849	-0.00180965	
P2	0.40405021	0.00646243	0.05714726	0.12582714	
P112	-1.49E-03	3.37E-04	1.73E-02	1.75E-03	1.59E-03
P212	-2.83E-03	2.75E-04	1.53E-03	1.89E-03	6.26E-03
	Rend91	Rend92	Rend93	Rend94	Rend95
Δ P1	0.00162397	0.01088041	0.00414335	-0.00250168	0.00670978
Δ P2	-0.04075671	-5.19E-06	0.00089357	-0.00577425	-0.00842755
	Rend96	Rend97	Rend98	Rend99	
Δ P1	0.02111611	0.02791478	0.00565849	0.00339965	
Δ P2	-0.40377521	-0.00493243	-0.05525726	-0.11956714	
Rendement journalier pondéré moyen					
	91-95	96-99	91-99		
P1	-0.00300247	-0.00927801	-0.00300247		
P2	0.01104752	0.14837176	0.01104752		
	92-96	97-00	92-00		
P112	1.83E-03	5.24E-03	2.98E-03		
P212	9.99E-04	2.49E-03	1.24E-03		
Rendement journalier moyen après une période					
	91-95	96-99	91-99		
Δ P1	4.17E-03	1.45E-02	8.77E-03		
Δ P2	-1.08E-02	-1.46E-01	-7.08E-02		

Tableau 3.5.1



Graphique 3.5.1

Donc posséder un portefeuille perdant nous procure un gain journalier moyen de 0,87 % sur toute la période et celui gagnant génère une perte de l'ordre de 7,08 % (tableau 3.5.1 et graphique 3.5.2). D'où l'avantage d'opter pour un portefeuille perdant.



Graphique 3.5.2

5-3-2- Critiques adressées à la stratégie de contradiction

La méthodologie de Conrad, Hameed et Niden [1994] consiste à construire des portefeuilles gagnants et perdants. A chaque période t , un titre fait partie du portefeuille gagnant (perdant) si $R_{i,t-k} > 0$ ($R_{i,t-k} < 0$) où $R_{i,t-k}$ correspond à la rentabilité du titre i à la période $t-k$. Ce choix pose des problèmes. En effet, en effectuant notre étude sur la base de rendements journaliers moyens par an, nous nous sommes aperçu qu'aucun titre de l'année 1994 n'a un rendement négatif. Par conséquent la formation d'un portefeuille perdant n'est pas réalisable selon leur hypothèse. Dans notre étude nous avons choisi les plus mauvais rendements positifs pour former le portefeuille perdant afin de surmonter ce problème, en contournant les hypothèses des auteurs. Un deuxième inconvénient de ce choix se présente au niveau de la diversification.

Dans notre étude sur les différentes stratégies, nous avons choisi des portefeuilles comportant cinq titres sur la période 1991-1995 et dix titres sur la période 1996-1999 afin que le portefeuille soit bien diversifié. En utilisant cette stratégie, nous étions parfois obligés de construire des portefeuilles comportant un seul titre (1993), quatre titres (1991 et 1995) pour le portefeuille perdant et six titres (1999) pour le portefeuille gagnant et ce, à cause du

critère rendement qui doit être négatif (positif) pour former un portefeuille perdant (gagnant) car le coefficient de pondération w_{it} risque d'être négatif, si l'on garde le même nombre de titres, à savoir cinq (dix) sur la première (seconde) période. Par conséquent les résultats de cette stratégie ne peuvent pas être pris en considération à cause des différentes tailles des portefeuilles comme le montre le tableau 3.5.2.

Taille des portefeuilles					
		Taille	PER	Sur-réaction	Contradiction
1991	P1	5	5	5	4
	P2	5	5	5	5
1992	P1	5	5	5	5
	P2	5	5	5	5
1993	P1	5	5	5	1
	P2	5	5	5	5
1994	P1	5	5	5	0
	P2	5	5	5	5
1995	P1	5	5	5	4
	P2	5	5	5	5
1996	P1	10	10	10	10
	P2	10	10	10	10
1997	P1	10	10	10	10
	P2	10	10	10	10
1998	P1	10	10	10	10
	P2	10	10	10	10
1999	P1	10	10	10	6
	P2	10	10	10	10

Tableau 3.5.2

En effet, ces différences peut biaiser les résultats et la comparaison avec les autres stratégies n'aura pas de sens.

6- Comparaison des différentes stratégies

6-1- Etude comparative

Nous avons présenté, dans les sections 3, 4 et 5, les stratégies taille, PER, sur-réaction et contradiction ainsi que les avantages que présentent ces stratégies pour générer un profit anormal dans un marché inefficent.

Nous allons, dans cette section, comparer ces différentes stratégies sur le marché tunisien dans le but de définir la meilleure qui puisse dégager un profit consistant.

Pour cela, nous utiliserons trois tests. Le premier est un test sur les rendements non ajustés pour le risque, le second est un test sur les rendements ajustés pour le risque et enfin le test de dominance stochastique.

6-1-1- Test sur les rendements non ajustés pour le risque

Les résultats représentés dans les différentes sections sont résumés dans le tableau 3.6.1. L'analyse du tableau 3.6.1 montre que la meilleure stratégie sur le marché boursier tunisien est la stratégie de contradiction. En effet, sur la période 1991-1999, le portefeuille perdant (gagnant) a généré un rendement annuel moyen de 220,21 % (-1777,78 %) tandis que le portefeuille à bas haut) PER n'a réalisé que (- 94,71 %) (- 84,20 %) et celui

des petites (grandes) sociétés est de (-124,17 %) (-5,46 %). Concernant la stratégie de sur-réaction, le portefeuille perdant (gagnant) n'a généré que 102,48 % (-315,33 %).

Comparaison des différentes stratégies 91-99					
	PER	Taille	Surréaction	Contradiction	
P1	0.00649692	0.00725938	-0.00207388	-0.00300247	
P2	0.00430661	0.00078206	0.01394345	0.01104752	
P112	0.00272475	0.00231416	0.0020075	0.00298005	
P212	0.00095336	0.00056437	0.00138545	0.00123583	
Rendement journalier de chaque stratégie après une période					
	PER	Taille	Sur-réaction	Contradiction	
	S1	S2	S3	S4	
Δ	P1	-0.00377217	-0.00494523	0.00408138	8.77E-03
Δ	P2	-0.00335325	-0.00021769	-0.012558	-7.08E-02
Rendement annuel de chaque stratégie après une période					
	PER	Taille	Sur-réaction	Contradiction	
	S1	S2	S3	S4	
Δ	P1	-0.94719239	-1.241747	1.02483477	2.202147
Δ	P2	-0.84200057	-0.05466121	-3.15331405	-17.77788

Tableau 3.6.1

6-1-2- Test sur les rendements ajustés pour le risque

Les écarts de rentabilité observés sur les stratégies ne sont peut-être que la conséquence d'un risque différent, risque total ou systématique. Or, nous avons souligné dans la section trois du

premier chapitre que l'ajustement par le risque systématique mesuré par le bêta biaise les résultats car les auteurs supposent la stationnarité du bêta, ce qui n'est pas forcément le cas dans la réalité. Dans le même contexte la plupart des études faites sur les mesures de performance ont montré que si l'essentiel de la fortune de l'investisseur est investi dans un seul portefeuille, le choix de l'indice de Sharpe sera plus judicieux parce qu'il prend en compte le risque total du portefeuille et donc, par construction, la variabilité de l'ensemble de la fortune de l'investisseur. D'autant plus que Sharpe considère que le risque total doit être pris dans sa totalité pour garantir une certaine homogénéité dans la comparaison des différents portefeuilles.

Ainsi, notre choix sera déterminé par la mesure de Sharpe qui tient compte du risque total, représenté par sa variance.

L'analyse du tableau 3.6.2 montre aussi que la meilleure stratégie sur le marché boursier tunisien est la stratégie de contradiction.

Stratégies	Sharpe	classement
Taille	-2.11E+00	3
PER	-7.69E-01	4
Sur-réaction	1.44E-01	2
Contradiction	5.92E-01	1

Tableau 3.6.

6-1-3- Test de dominance stochastique

Comme nous l'avons souligné dans la section trois du chapitre trois, l'usage de la règle de dominance stochastique du second ordre peut permettre de savoir si certains portefeuilles ou certaines stratégies sont préférés par tout investisseur ayant une aversion pour le risque. Nous avons aussi souligné que cette règle peut être comparée au critère moyenne-variance. La grande différence porte sur les hypothèses de distributions de rentabilité. Alors que l'usage du critère moyenne-variance nécessite la normalité des distributions de rentabilité, chose qui n'a pas été vérifiée sur le marché tunisien (section 2 du chapitre 1), la dominance stochastique de second ordre s'applique à toute distribution.

Dans le cas de notre étude, les tests seront effectués pour chacune des stratégies séparément. Les distributions empiriques des stratégies sont constituées au moyen des 9 rentabilités journalières moyennes par an de la période 1992-2000, qui constitue la période d'observation après avoir constitué les portefeuilles sur la période 1991-1999.

La méthodologie suivie est celle de Lévy et Kroll [1979]. Leur algorithme pour la dominance de second ordre s'applique de la façon suivante. Pour chaque distribution, les 9 valeurs sont

classées en ordre croissant : $R_{S_i j}$ pour $j=1$ à 9. Une variable cumul est ensuite créée :

$$R'_{S_i n} = \sum_{j=1}^n R_{S_i j} \quad (3.6.1)$$

Il y aura dominance stochastique de premier ordre de la stratégie S_1 sur S_2 si et seulement si : $R_{S_1 n} \geq R_{S_2 n}$ pour tout n , avec au moins une inégalité stricte. La dominance stochastique de second ordre sera réalisée si et seulement si : $R'_{S_1 n} \geq R'_{S_2 n}$ pour tout n , avec au moins une inégalité stricte.

Si une option est dominée par au moins une autre, elle peut être exclue de l'ensemble efficient et il n'est pas nécessaire de faire des comparaisons supplémentaires avec d'autres options.

La comparaison des différentes stratégies par la dominance stochastique du premier ordre ainsi que celle de second ordre est résumée dans les tableaux 3.6.3 et 3.6.4.

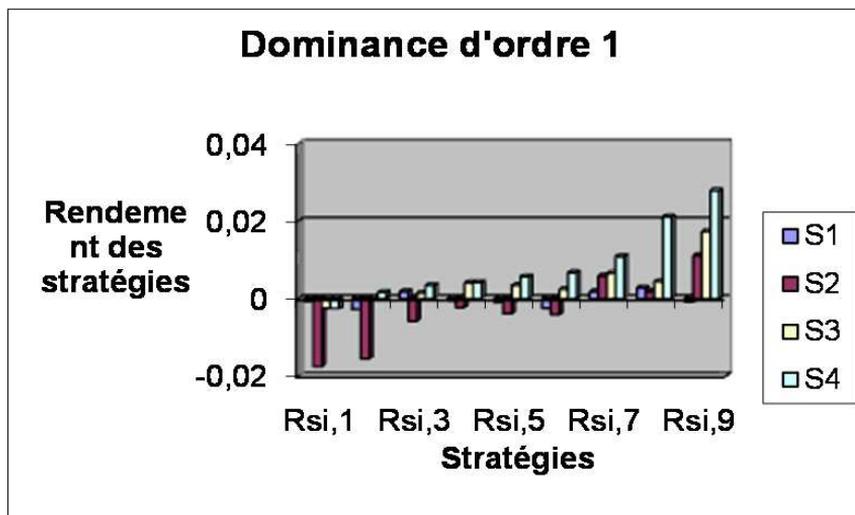
L'analyse du tableau 3.6.3 ainsi que le graphique 3.6.1 montre que les stratégies taille, PER et sur-réaction sont dominées par la stratégie de contradiction et ce, par une dominance stochastique d'ordre un. On remarque aussi que les stratégies taille et PER sont dominées par la stratégie de sur-réaction.

Dominance stochastique d'ordre 1				
	Taille	PER	Sur-réaction	Contradiction
	S1	S2	S3	S4
Rsi,1	-0.00072153	-0.01754741	-0.00248371	-0.00250168
Rsi,2	-0.00271475	-0.01545262	-0.00033491	0.00162397
Rsi,3	0.001819	-0.00579196	0.00137932	0.003399645
Rsi,4	-0.0006006	-0.00228259	0.00407467	0.004143345
Rsi,5	-0.00101162	-0.00378744	0.00344268	0.005658486
Rsi,6	-0.00248371	-0.00412069	0.00237344	0.006709779
Rsi,7	0.00181109	0.00585253	0.00658957	0.010880409
Rsi,8	0.00276257	0.0018259	0.00437981	0.021116114
Rsi,9	-0.00081964	0.01112506	0.01731155	0.027914782

Tableau 3.6.3

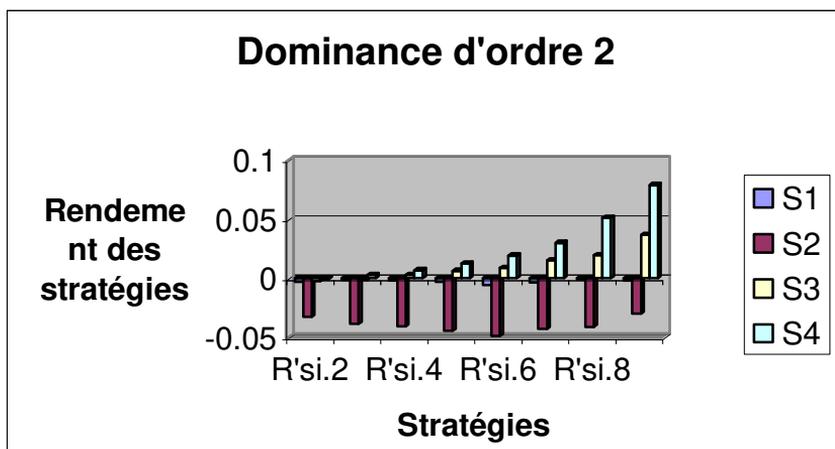
Dominance stochastique d'ordre 2				
	Taille	PER	Sur-réaction	Contradiction
	S1	S2	S3	S4
R'si.2	-0.00343628	-0.03300004	-0.00281861	-0.00087771
R'si.3	-0.00161728	-0.038792	-0.00143929	0.002521934
R'si.4	-0.00221788	-0.04107459	0.00263538	0.006665279
R'si.5	-0.0032295	-0.04486203	0.00607806	0.012323765
R'si.6	-0.0057132	-0.04898272	0.0084515	0.019033544
R'si.7	-0.00390211	-0.04313018	0.01504107	0.029913953
R'si.8	-0.00113954	-0.04130429	0.01942088	0.051030067
R'si.9	-0.00195919	-0.03017923	0.03673243	0.078944849

Tableau 3.6.4



Graphique 3.6.1

Le tableau 3.6.4 ainsi que le graphique 3.6.2 confirment cette domination par la dominance stochastique de second ordre.



Graphique 3.6.2

En conclusion, on peut affirmer que la stratégie de contradiction est plus performante que les autres. Toutefois, les critiques que nous avons adressées à cette stratégie (voir paragraphe 5-3-2) et les difficultés rencontrées dans son application nous laissent rejeter cette stratégie car ses résultats sont biaisés. Dans ce cas, la meilleure stratégie sera la stratégie de sur-réaction. Mais au vu des résultats de la stratégie de contradiction nous nous sommes posé la question suivante : peut-on améliorer la stratégie de sur-réaction si le choix des titres tient compte de leurs performances passées au lieu de choisir les titres d'une façon équiprobable.

Ceci nous a amené à combiner les deux stratégies d'une part, et à pallier les défaillances de la stratégie de contradiction, d'autre part. Pour cela, nous allons définir une nouvelle stratégie que nous appellerons stratégie de sur-réaction pondérée.

6-2- Stratégie de sur-réaction pondérée

Dans la section précédente, nous avons constaté que, sur le marché tunisien, la stratégie de contradiction est la meilleure sans sous-estimer la stratégie de sur-réaction. La question qui se pose est la suivante : Si l'on affecte une pondération aux différents titres choisis, peut-on améliorer cette stratégie ? Cette réflexion nous a été inspirée de l'étude des stratégies de contradiction qui affecte une pondération relative à la

performance passée du titre. De ce fait, nous proposons une combinaison de la stratégie de sur-réaction avec celle de contradiction, de la façon suivante.

6-2-1- Méthodologie

Dans une première étape les portefeuilles sont formés selon les rentabilités cumulées passées croissantes (relation 3.4.4) et ce d'après la méthodologie suivie dans la stratégie de sur-réaction.

La seconde étape consiste à affecter à chaque titre une pondération proportionnelle à sa performance passée, selon la méthodologie suivie dans la stratégie de contradiction.

Dans cette approche les pondérations ne sont plus équiprobables par comparaison avec la stratégie de sur-réaction et les rentabilités relatives à un portefeuille ne sont plus de même signe, comme le cas de la stratégie de contradiction.

De ce fait, un portefeuille choisi selon la méthodologie de la stratégie de sur-réaction peut comporter des titres à rendements négatifs et positifs, ce qui rend difficile l'affectation d'une pondération selon la stratégie de contradiction. Afin de surmonter ce problème, nous allons définir une pondération comme suit :

Notons par $R_{i,t-k}$ la rentabilité du titre i à la période $t-k$.

Le principe consiste à investir sur tous les titres avec une

pondération $w_{i,t,k}$ définie comme suit :

$$w_{i,t,k} = \frac{|R_{i,t-k}|}{\sum_{i=1}^N |R_{i,t-k}|} \quad (3.6.2)$$

où $w_{i,t,k}$ représente la proportion du titre i dans le portefeuille à la date t , d'après les performances passées d'ordre k , alors que N représente le nombre de titres dans le portefeuille.

Cette répartition est une généralisation de celle utilisée par Conrad, Hameed et Niden [1994] et utilisée par la suite par Boies, Lalancette et Lavallée [1998]. D'autant plus la composition des portefeuilles n'est plus restreinte à la méthodologie de Conrad, Hameed et Niden [1994] mais ces portefeuilles peuvent être formés selon la méthodologie de De Bondt et Thaler [1987] sans risque d'avoir une répartition négative.

Etant donné que le principe de sur-réaction consiste à ce que les titres ayant enregistré de mauvaises performances en bourse par le passé connaîtraient ultérieurement des performances supérieures à la moyenne et vice-versa pour les titres ayant enregistré d'excellentes performances, nous allons classer les pondérations dans un ordre croissant et affecter la plus grande

pondération au titre ayant enregistré une mauvaise performance par le passé et ainsi de suite jusqu'à la dernière et petite pondération qui sera affectée au titre ayant enregistré la meilleure performance.

6-2-2- Application à la BVMT

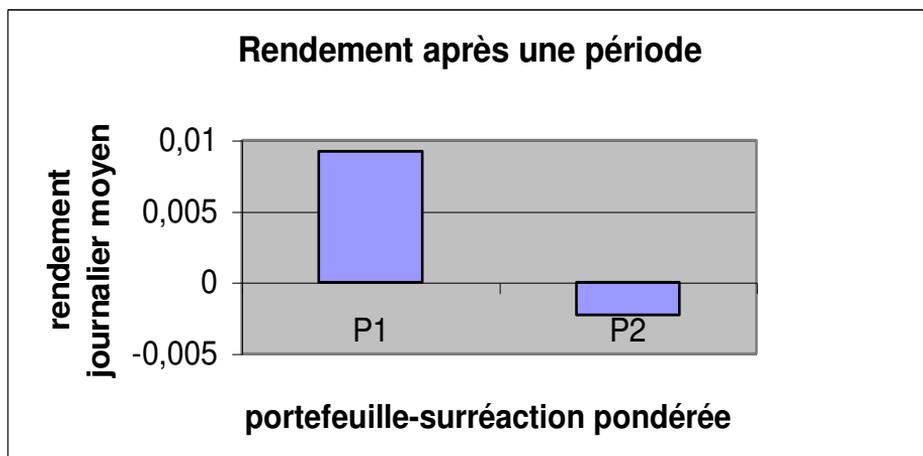
Afin de comparer le résultat de cette stratégie avec les précédentes et plus précisément la stratégie de contradiction qui s'est avérée la meilleure, nous allons opter pour la même période 1991-1999. La période de formation est d'une année. Les rentabilités journalières moyennes de tous les titres sont calculées et cumulées entre $t=-11$ et $t=0$. Les titres ensuite sont classés par ordre croissant de rentabilité cumulée.

Sur la période 1991-1995, nous avons formé deux portefeuilles. Le premier appelé perdant est constitué par les cinq titres ayant les plus faibles rentabilités cumulées et le portefeuille dit gagnant est formé par les cinq titres ayant les plus fortes rentabilités cumulées. Les rentabilités de ces portefeuilles sont ensuite calculées pour la période de $t=1$ à $t=12$. Le nombre de titres devient dix sur la période 1996-1999.

L'analyse du tableau 3.6.5 ainsi que le graphique 3.6.3 montre que le portefeuille perdant a réalisé un rendement journalier moyen par an de 0,92 % sur la période 1991-1999 quant à celui gagnant, il a réalisé une perte de 0,22 %.

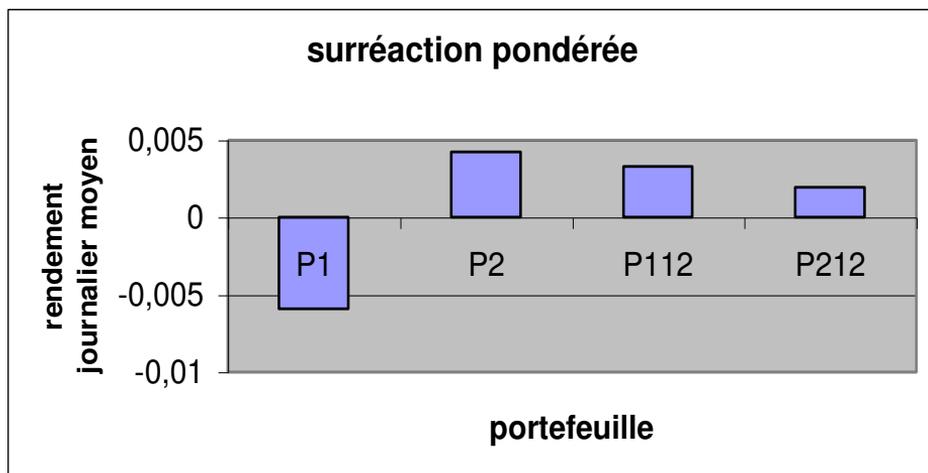
Sur-réaction pondérée					
	Renanpon91	Renanpon92	Renanpon93	Renanpon94	Renanpon95
P1	-0.00154329	-0.00762573	0.00022133	0.00332594	-0.00815877
P2	0.00653489	0.00182516	0.00512001	0.00680759	0.00509196
P112		6.45E-05	0.00325468	0.00425379	0.00085581
P212		0.00139868	0.00303782	0.00683847	0.00158972
	Renanpon96	Renanpon97	Renanpon98	Renanpon99	Renanpon00
P1	-0.02077911	-0.01061478	-0.00390849	-0.0042604	
P2	0.00183099	0.00134636	0.00293008	0.00646403	
P112	-0.00147909	0.00133722	0.01725787	0.00214939	0.00232671
P212	-0.0027335	0.00438221	0.00069648	0.00220056	0.00010112
	Rend91	Rend92	Rend93	Rend94	Rend95
Δ P1	1.61E-03	1.09E-02	4.03E-03	-2.47E-03	6.68E-03
Δ P2	-0.00513621	0.00121266	0.00171846	-0.00521787	-0.00782546
	Rend96	Rend97	Rend98	Rend99	
Δ P1	2.11E-02	2.79E-02	6.06E-03	7.09E-03	
Δ P2	0.00255122	-0.00064987	-0.00072952	-0.00636291	
Rendement journalier pondéré					
	91-95	96-99	91-99		
P1	-0.0027561	-0.00989069	-0.00592703		
P2	0.00507592	0.00314286	0.00421679		
	92-96	97-2000	92-2000		
P112	1.39E-03	0.0056428	3.28E-03		
P212	2.03E-03	0.00184509	1.95E-03		
Sur-réaction pondérée après une période					
	91-95	96-99	91-99		
Δ P1	4.15E-03	1.55E-02	9.21E-03		
Δ P2	-3.05E-03	-1.30E-03	-2.27E-03		

Tableau 3.6.5



Graphique 3.6.3

D'autre part, comme le montre le graphique 3.6.4, il y a un renversement de situation une année plus tard analogue à celle de la stratégie de sur-réaction.



Graphique 3.6.4

En conclusion, peut-on dire si cette stratégie est plus performante que les autres. Pour y répondre nous allons utiliser les mêmes tests que dans le paragraphe 6-1 à savoir le test sur les rendements non ajustés pour le risque, le test sur les rendements ajustés pour le risque et le test de dominance stochastique.

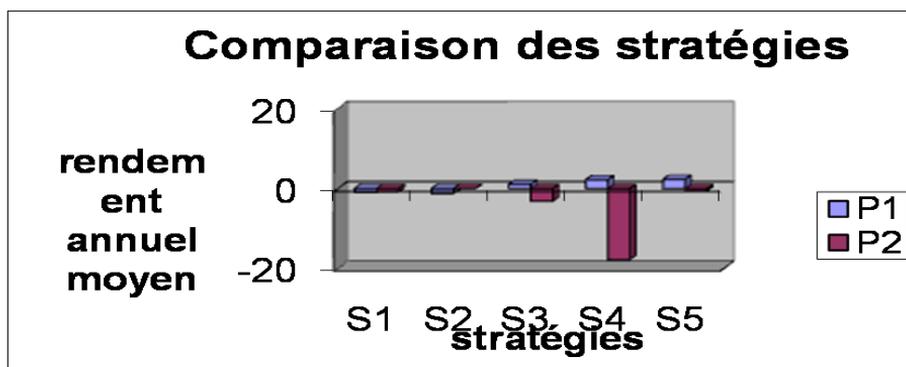
6-2-3- Comparaison des différentes stratégies

6-2-3-1- Test sur les rendements non ajustés pour le risque

L'analyse du tableau 3.6.6 ainsi que le graphique 3.6.5 montre que sur la période 1991-1999, le meilleur rendement annuel moyen du portefeuille P1 est celui de la stratégie de sur-réaction pondérée qui est de 231,26 % par comparaison avec celui de la stratégie de contradiction qui est de 220,21 %. D'autant plus qu'au niveau du portefeuille P2, la différence est énorme. En effet, sur la même période le portefeuille P2 a perdu 1777,78 % (respectivement 56,99 %) selon la stratégie de contradiction (respectivement sur-réaction pondérée). Un autre avantage est celui de la diversification. En effet l'utilisation de la formule 3.6.2 nous permet de diversifier notre portefeuille, chose nécessaire pour minimiser le risque, qui n'était pas possible avec la stratégie de contradiction.

Comparaison des différentes stratégies 91-99					
	PER	Taille	Sur-réaction	Contradiction	Sur-réac- pon
P1	0.0064969	0.0072594	-0.002074	-0.00300247	-0.005927
P2	0.0043066	0.0007821	0.0139435	0.01104752	0.00421679
P112	0.0027247	0.0023142	0.002008	0.00298005	0.0032801
P212	0.0009534	0.0005644	0.0013855	0.00123583	0.00194573
Rendement journalier de chaque stratégie après une période					
	PER	Taille	Sur-réaction	Contradiction	Sur-réac- pon
	S1	S2	S3	S4	S5
$\Delta P1$	-0.0037722	-0.004945	0.0040814	8.77E-03	9.21E-03
$\Delta P2$	-0.0033533	-0.000218	-0.012558	-7.08E-02	-2.27E-03
Rendement annuel de chaque stratégie après une période					
	PER	Taille	Sur-réaction	Contradiction	Sur-réac- pon
	S1	S2	S3	S4	S5
$\Delta P1$	-0.9471924	-1.241747	1.0248348	2.202147	2.312631
$\Delta P2$	-0.8420006	-0.0546612	-3.153314	-17.77788	-0.569997

Tableau 3.6.6



Graphique 3.6.5

6-2-3-2- Test sur les rendements ajustés pour le risque

Le même raisonnement que celui utilisé dans le paragraphe 6-1 nous conduit à ajuster le rendement par le risque total. Ainsi, comme le montre le tableau 3.6.7 la meilleure stratégie est celle de sur-réaction pondérée.

Stratégies	Sharpe	classement
Taille	-2.11E+00	4
PER	-7.69E-01	5
Sur-réaction	1.44E-01	3
Contradiction	5.92E-01	2
Sur-réaction pondérée	6.52E-01	1

Tableau 3.6.7

6-2-3-3- Test de dominance stochastique

En utilisant la même méthodologie que celle utilisée dans le paragraphe 6-1 et en analysant le tableau 3.6.8 et celui 3.6.9 on remarque que la stratégie de sur-réaction pondérée domine toutes les autres. Ce résultat est illustré dans les graphiques 3.6.6 et 3.6.7.

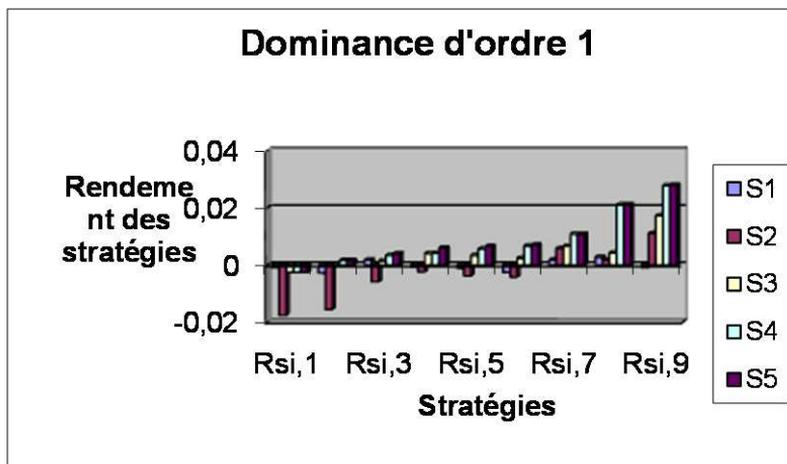
Nous avons donc pu mettre en évidence une nouvelle stratégie qui surmonte les contraintes et difficultés rencontrées par la stratégie de contradiction et qui s'est avérée la meilleure sur le marché tunisien.

Dominance stochastique d'ordre 1					
	Taille	PER	Sur-réactio	Contradicti	Sur-réa-pon
	S1	S2	S3	S4	S5
Rsi,1	-0.00072153	-0.01754741	-0.00248371	-0.00250168	-0.00247013
Rsi,2	-0.00271475	-0.01545262	-0.00033491	0.00162397	0.00160779
Rsi,3	0.001819	-0.00579196	0.00137932	0.003399645	0.00403246
Rsi,4	-0.0006006	-0.00228259	0.00407467	0.004143345	0.00605787
Rsi,5	-0.00101162	-0.00378744	0.00344268	0.005658486	0.00667968
Rsi,6	-0.00248371	-0.00412069	0.00237344	0.006709779	0.00708711
Rsi,7	0.00181109	0.00585253	0.00658957	0.010880409	0.01088041
Rsi,8	0.00276257	0.0018259	0.00437981	0.021116114	0.02111634
Rsi,9	-0.00081964	0.01112506	0.01731155	0.027914782	0.02797265

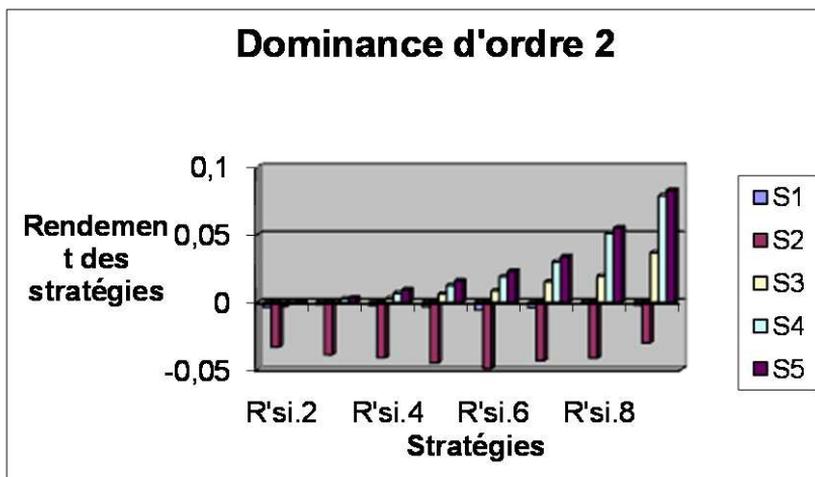
Tableau 3.6.8

Dominance stochastique d'ordre 2					
	Taille	PER	Sur-réactio	Contradicti	Sur-réa-pon
	S1	S2	S3	S4	S5
R'si.2	-0.00343628	-0.03300004	-0.00281861	-0.00087771	-0.00086234
R'si.3	-0.00161728	-0.038792	-0.00143929	0.002521934	0.00317012
R'si.4	-0.00221788	-0.04107459	0.00263538	0.006665279	0.00922799
R'si.5	-0.0032295	-0.04486203	0.00607806	0.012323765	0.01590767
R'si.6	-0.0057132	-0.04898272	0.0084515	0.019033544	0.02299478
R'si.7	-0.00390211	-0.04313018	0.01504107	0.029913953	0.03387519
R'si.8	-0.00113954	-0.04130429	0.01942088	0.051030067	0.05499153
R'si.9	-0.00195919	-0.03017923	0.03673243	0.078944849	0.08296418

Tableau 3.6.9



Graphique 3.6.6



Graphique 3.6.7

CONCLUSION

Dans un marché efficient, le cours d'une valeur mobilière représente, à tout instant, une bonne estimation de la valeur réelle de la société. L'analyse fondamentale ne sera vraiment utile que si elle utilise des informations qui n'ont pas déjà contribué à la formation du cours. Les études empiriques réalisées tant aux Etats-Unis qu'en France semblent indiquer qu'il est difficile et coûteux de trouver de telles informations.

En effet, tout individu qui obtiendrait avant les autres une information importante pourrait en tirer profit. Si, effectivement, un certain nombre de personnes ou d'institutions se trouvent dans cette position, le marché n'est pas efficient. C'est donc cette inefficience qui a généré des opportunités de gains anormaux et qui nous a poussés, dans ce travail de recherche, à définir la meilleure stratégie sur le marché tunisien afin d'en tirer profit.

Dans cette optique, nous avons présenté les différentes stratégies qui permettent aux investisseurs de réaliser ce gain anormal.

Nous avons montré que, sur le marché tunisien, ceux qui choisissent la stratégie PER doivent automatiquement composer leurs portefeuilles à partir de titres à haut PER. Ceci peut s'expliquer par la théorie du regret. En effet, les petites firmes et celles à bas PER, ce qui est le cas ici, seraient à mauvaise

réputation, présentant une plus grande exposition au regret. Ceux qui les détiennent sont plus exposés au regret en cas de mauvais résultats.

Dans le même cadre, nous avons montré que ceux qui choisissent la stratégie taille formeront des portefeuilles par les titres des sociétés à haute capitalisation boursière. Ces résultats sont conformes à ceux trouvés sur les différents marchés boursiers. A remarquer qu'en Tunisie les sociétés à haute capitalisation boursière sont les banques qui présentent aux investisseurs une certaine sécurité sur leurs placements.

Dans une troisième étape, nous avons présenté la stratégie de sur-réaction. Cette stratégie basée sur le critère de rendements cumulés a révélé ses avantages. En effet, nous avons montré que les portefeuilles perdants composés de titres à rendements cumulés faibles génèrent un gain considérable par rapport aux portefeuilles gagnants qui sont composés de titres à hauts rendements cumulés.

Enfin, l'étude de la stratégie de contradiction, basée sur les performances passées, a révélé qu'un investisseur formant son portefeuille à partir de titres ayant des performances passées médiocres générera un profit anormal plus intéressant qu'avec les titres ayant des bonnes performances passées.

En conclusion, et après avoir effectué une étude comparative des différentes stratégies, nous avons pu constater que la stratégie de contradiction est la meilleure sur le marché tunisien pour la période 1991-1999 ainsi que pour les sous-périodes 1991-1995 et 1996-1999 qui représentent respectivement la cotation sur panneaux et la cotation électronique. Toutefois, cette stratégie présente des limites au niveau des hypothèses laissant l'investisseur devant un choix très limité de titres augmentant ainsi son risque puisqu'il n'arrive pas à diversifier son portefeuille. La diminution du risque, en effet, passe inévitablement par la diversification du portefeuille. D'autre part, sa comparaison avec les autres stratégies donne des résultats biaisés à cause de l'hétérogénéité des tailles des portefeuilles. De ce fait, son élimination entraîne une performance meilleure de la stratégie de sur-réaction par rapport aux autres stratégies.

Pour remédier à cette défaillance, nous avons suggéré une modification au niveau des hypothèses pour pouvoir diversifier les portefeuilles.

Un deuxième apport consiste à améliorer la stratégie de sur-réaction en s'inspirant de la méthodologie de la stratégie de contradiction. Au lieu de choisir les titres d'une façon équiprobable, en effet, nous les avons pondérés par un

coefficient proportionnel à la performance passée du titre. Cette nouvelle stratégie que nous avons appelée stratégie de sur-réaction pondérée s'est révélée plus performante que les autres.

La question qui se pose est la suivante : Est-ce que le résultat obtenu sur le marché tunisien reste valable aussi sur d'autres marchés ? Autrement dit, cette étude ouvre-t-elle une voie de recherche pour pouvoir affirmer si cette nouvelle stratégie que nous venons de proposer est la meilleure quel que soit le marché ?

Il faut noter tout de même que le système de cotation électronique a donné plus de transparence aux échanges qui étaient trop manipulés dans le cadre du système à cotation sur panneaux. Cette transparence a poussé les investisseurs à investir beaucoup plus dans le marché boursier.

D'où l'augmentation des volumes d'échanges durant la seconde période, d'une part, et le rendement substantiel par rapport à la première période, d'autre part.

CONCLUSION GENERALE

Notre objectif est de présenter aux investisseurs une méthode leur permettant de former un portefeuille de titres afin de générer un profit tout en minimisant le risque dû aux fluctuations des cours boursiers.

Pour ce faire, plusieurs méthodes ont été proposées dans le domaine de la gestion de portefeuille. On peut citer les mesures de performance qui, pour la plupart, sont basées sur le CAPM qui suppose que le marché est efficient.

Nous avons présenté aussi la méthode de Markowitz [1952] appelée « méthode moyenne-variance », qui suppose aussi que le marché est efficient et de, ce fait, l'investisseur se comporte d'une façon rationnelle. Elle suppose, en outre, que la distribution des rendements suit une loi normale.

Si les méthodes citées ci-dessus supposent que le marché est efficient, d'autres sont apparues ces dernières années exploitant l'inefficience du marché. En effet, l'apparition des anomalies boursières ont fait naître des stratégies de gestion de portefeuille permettant à ces utilisateurs de générer des profits anormaux.

Notre travail a été divisé en quatre chapitres :

Le premier chapitre a été consacré à une revue de l'historique et du fonctionnement du marché financier tunisien. Nous avons

ensuite développé les différents modèles d'évaluation des actifs financiers et les différentes critiques qui leurs sont adressées.

Dans un second chapitre, nous avons exposé les différentes mesures de performance afin d'aboutir à une conclusion sur la mesure à adopter, car ces mesures ont fait l'objet de sévères critiques. D'autant plus que les résultats de la plupart des études empiriques sur la performance des fonds sont décevants. En effet, certains résultats montrent que les gérants de portefeuille sont en mesure de battre le marché, ce qui suppose qu'ils détiennent des informations inconnues du public et par conséquent sont capables d'en tirer profit et d'obtenir des performances supérieures à celle du marché, ce qui va à l'encontre des hypothèses de l'efficacité des marchés et par conséquent à l'encontre de ces mesures.

Après avoir présenté les principales mesures de performance relatives au modèle d'évaluation, nous avons montré que les études des différents auteurs souffrent, en premier lieu, de la critique de Roll [1977].

Nous avons aussi montré qu'aucune de ces mesures ne fait l'objet d'un véritable consensus parmi les auteurs. Certes, ces mesures sont relativement similaires pour des portefeuilles diversifiés, mais la principale différence concerne la norme de

risque considéré à savoir le risque total, le risque systématique et le risque spécifique.

Malgré ces critiques, la mesure de performance a connu de nombreux développements dans la littérature.

En premier lieu, il fallait corriger un premier biais des mesures traditionnelles de performance qui accordent le même poids au risque systématique et au risque spécifique du portefeuille, alors que seul le premier est théoriquement rémunéré. Fama [1972] propose donc de comparer la rémunération du portefeuille considéré à la rémunération d'un portefeuille de même risque total mais ne comportant que du risque systématique. Moses, Cheney et Veit [1987] proposent une nouvelle mesure de performance qui consiste à normer le rendement excédentaire du portefeuille par le risque spécifique de celui-ci. Plus tard, Modigliani-Modigliani [1997] ont proposé une mesure permettant aux investisseurs de donner une interprétation financière au ratio. D'autant plus, comme l'a souligné Lobosco [1999], que cette mesure a l'avantage d'incorporer le portefeuille du marché, quel que soit le portefeuille utilisé. Toutefois, Muralidhar [2001] montre que cette mesure ainsi que celle de Sharpe sont inadéquates pour donner un classement des portefeuilles.

En second lieu, et en raison de la non-stationnarité des bêtas des portefeuilles gérés activement, Grinblatt et Titman [1989a] montrent que les capacités de prévision du gestionnaire ne sont pas sans conséquence sur les mesures de performance. En effet, ils montrent que les analyses menées à partir de ces mesures conduisent à des aberrations : le « bon » prévisionniste du rendement de marché futur peut être considéré comme un « mauvais » gestionnaire au sens de ces mesures.

Quant aux études empiriques sur la performance des fonds, elles sont nombreuses et la plupart de leurs résultats sont décevants dans le sens où elles n'aboutissent pas aux mêmes conclusions générales et, plus précisément, ne permettent pas d'établir un classement des performances. D'autant plus qu'elles sont toutes justifiables de la critique de Roll [1977] et ne s'appuient pas, en général, sur une véritable modélisation de la structure d'information.

La controverse des résultats d'une part, et l'inefficience du marché suite à l'apparition de plusieurs anomalies d'autre part, ont contribué à l'inefficacité de ces mesures, malgré le développement, ces dernières années, de plusieurs modèles qui tiennent compte de l'asymétrie de l'information d'une part, et l'aversion au risque d'autre part.

Toutefois, la mesure de performance qui devra constituer un exercice de première importance, à la fois comme aide à la décision par les investisseurs et comme outil d'évaluation et de contrôle par les gérants de portefeuilles, ne s'est pas révélée importante sur le marché tunisien et les résultats laissent l'investisseur perplexe sur le choix des titres les plus performants. Nous avons aussi montré que chaque mesure donne un classement différent des autres sur la performance d'un titre. De ce fait, l'investisseur se trouvera dans une situation ambiguë: acheter ou non le titre.

Les insuffisances de ces mesures relatives au modèle d'évaluation des actifs financiers ne peuvent qu'encourager les tentatives d'amélioration de la spécification et de l'estimation de ce modèle. Elles poussent, toutefois, à envisager de nouvelles mesures de performance ne faisant pas explicitement référence à un modèle d'évaluation particulier.

En outre, ces mesures ne reflètent pas le comportement de l'investisseur. Autrement dit, c'est comme si les investisseurs se comportaient de la même façon, ce qui n'est pas vrai. En effet, dans la réalité, l'investisseur se comporte selon sa richesse et son goût pour le risque.

De ce fait, nous avons voulu mettre l'accent sur le sujet en développant la théorie relative au comportement humain dans un

premier temps, puis de présenter le modèle de Markowitz et le critère de la dominance stochastique.

Ainsi, le troisième chapitre a été consacré à la théorie des choix en univers incertain. Cette théorie a pris véritablement naissance après la parution, en 1947, de la deuxième édition de la « *Theory of Games and Economic Behaviour* » de Von Neumann et Morgenstern. Sous le nom de théorie de l'utilité espérée, elle a été très vite l'objet de plusieurs controverses.

Allais [1953] a construit des expériences dans lesquelles les sujets, dans leur grande majorité, révèlent, par leur choix, des comportements en contradiction systématique avec ce modèle.

Plus tard, des études de laboratoire (Bouysson [1984] ou Munier [1989]) ont montré que les individus confrontés à des choix risqués simples se comportent, en général, en contradiction avec l'hypothèse de linéarité en probabilité et, par conséquent, en violation de l'axiome d'indépendance.

Ainsi, l'accumulation de résultats expérimentaux défavorables au modèle de l'utilité espérée a conduit à l'élaboration d'un certain nombre de modèles alternatifs tenant compte des principales « déviations » observées par rapport à la règle de l'utilité espérée (Camerer [1989]).

Malgré toutes ces critiques, la théorie d'utilité a été l'objet de plusieurs études et suscité l'intérêt des économistes jusqu'à ce

jour et ce, pour sa simplicité du point de vue pratique.

Pour la classe des fonctions d'utilité des individus averse au risque, Markowitz a développé un modèle dans lequel les individus peuvent trier l'ensemble des investissements possibles selon deux critères : la moyenne du rendement de chaque portefeuille et son écart-type. Cette approche n'est valable que si le rendement d'un portefeuille (considéré comme une variable aléatoire) est distribué selon une loi normale. Dans ce cas précis, chaque portefeuille est, en effet, entièrement défini et caractérisé par la moyenne de son rendement et son écart-type et peut être ordonné en fonction de ces deux paramètres.

Ce modèle donc n'est justifié que si les rendements suivent une loi normale, hypothèse qui repose elle-même sur le caractère efficient des marchés. Or, la plupart des marchés ne sont pas efficients et plus précisément les marchés dits émergents. D'autant plus que l'hypothèse de normalité n'est vérifiée que rarement. La plupart des études faites dans ce sens infirment cette hypothèse. Nous l'avons aussi confirmé dans notre travail de recherche, à travers une étude faite sur la BVMT et ce, sur une période allant de janvier 1991 à août 2000.

Cette hypothèse sur la distribution des rendements a été surmonté par le critère de la dominance stochastique. Toutefois, les critiques farouches de plusieurs auteurs et notamment celles

de Girerd-Potin [1992] sur les résultats empiriques de la dominance stochastique d'une part, et les fondements de cette théorie, d'autre part, montrent l'incapacité de la dominance stochastique à résoudre le problème de choix de portefeuille.

De plus, les études faites jusqu'à nos jours sur les modèles de décision dans l'incertain restent incapables de répondre aux exigences des agents économiques. Dans le domaine des finances, les réponses données sont relatives au choix de l'investisseur face à deux ou, au maximum, trois actifs risqués et un actif non risqué. Mais, lorsque l'agent s'intéresse plutôt aux actifs risqués, il trouve une difficulté dans le choix parmi les actifs existants et la proportion à définir de chaque actif, lui permettant de constituer un portefeuille optimal.

Cette incapacité des modèles de comportements à résoudre, du point de vue pratique, le problème de sélection de portefeuille d'une part et l'inefficience du marché de l'autre, nous ont incités à développer des stratégies profitant des anomalies boursières, et par conséquent de l'inefficience du marché, afin de générer des profits anormaux.

De ce fait, le quatrième et dernier chapitre se situe dans ce cadre. En effet, tout individu qui obtiendrait avant les autres une information importante pourrait en tirer profit. C'est donc cette inefficience qui a généré des opportunités de gains anormaux et

qui nous a poussés, dans ce travail de recherche, à définir la meilleure stratégie concernant le marché tunisien afin de la mettre à contribution.

Nous avons présenté les différentes stratégies qui permettent aux investisseurs de réaliser ce gain anormal.

Le premier résultat que nous avons dégagé concerne la stratégie PER. Les investisseurs qui choisissent cette stratégie doivent composer leurs portefeuilles de titres à hauts PER. Nous avons expliqué ce résultat par le fait que ceux qui détiennent des titres de sociétés à bas PER sont exposés au regret en cas de mauvais résultats.

Le second résultat relatif à la stratégie taille montre que la composition des portefeuilles selon cette stratégie doit se faire avec les titres des sociétés à haute capitalisation boursière. Notons qu'en Tunisie les sociétés à haute capitalisation boursière sont les banques qui, au vu des investisseurs, représentent une garantie de leur argent et leur donnent une certaine sécurité sur leurs placements.

Dans une troisième étape, nous avons présenté la stratégie de sur-réaction. Cette stratégie basée sur le critère de rendements cumulés a révélé ses avantages. Nous avons montré que les portefeuilles perdants composés de titres à rendements cumulés faibles génèrent un gain considérable par rapport aux

portefeuilles gagnants qui sont composés de titres à hauts rendements cumulés.

Enfin, l'étude de la stratégie de contradiction, basée sur les performances passées, a révélé qu'un investisseur formant son portefeuille de titres ayant des performances passées médiocres générera un profit anormal plus intéressant que s'il opte pour les titres ayant de bonnes performances passées.

Ces différents résultats nous ont amenés à effectuer une étude comparative des différentes stratégies. Nous avons pu constater que la stratégie de contradiction est la meilleure sur le marché tunisien sur la période 1991-1999 ainsi que les sous-périodes 1991-1995 et 1996-1999 qui représentent respectivement la cotation sur panneaux et la cotation électronique.

Toutefois, cette stratégie présente des limites inhérentes aux insuffisances observées dans les hypothèses formulées par Conrad, Hameed et Niden [1994]. Dans les marchés supposés émergents, le nombre de sociétés cotées en bourse est relativement bas. De ce fait, l'utilisation des hypothèses classiques, impose de former des portefeuilles non homogènes du point de vue taille. En conséquence, la comparaison est biaisée et les résultats erronés.

L'élimination de cette stratégie entraîne donc une meilleure performance de la stratégie de sur-réaction par rapport aux

autres.

Pour remédier à cette défaillance nous avons suggéré une modification au niveau des hypothèses pour pouvoir diversifier les portefeuilles.

Un deuxième apport consiste à améliorer la stratégie de sur-réaction et ce, en s'inspirant de la méthodologie de la stratégie de contradiction. En effet, au lieu de choisir les titres d'une façon équiprobable, nous les avons pondérés par un coefficient proportionnel à la performance passée du titre. Cette nouvelle stratégie, que nous avons appelée stratégie de sur-réaction pondérée, s'est révélée plus performantes que les autres.

Cet apport dû aux spécificités du marché tunisien ouvre une nouvelle voie de recherche quant à la justesse et à la validité de ce résultat sur d'autres marchés financiers, notamment à travers des études comparatives semblables à la nôtre.

Cette constatation s'impose pour trois raisons : l'étroitesse du marché, la faible capitalisation du marché et le comportement boursier.

En effet, souvent apparentée à la catégorie dite des marchés « émergents », la bourse tunisienne est pourtant encore loin de satisfaire à ses critères, ne serait-ce qu'au regard de l'étroitesse de l'offre de titres et de son volume d'activité, même si des progrès sensibles ont été récemment accomplis à ce propos.

A noter que les marchés qualifiés d'émergents par l'International Finance Corporation (IFC) et par d'autres institutions financières internationales présentent des caractéristiques qui leur sont propres : une rentabilité et une volatilité fortes, une faible liquidité, une absence d'efficience et la présence d'anomalies et de saisonnalités dans le comportement des titres cotés. Ces différents critères sont présents dans la bourse tunisienne.

La deuxième raison est que la capitalisation boursière en Tunisie représente 13,3 % du PIB en 1999 et 14,3 % en 2000, d'après le rapport annuel de la banque centrale de Tunisie, contre 27% dans les pays réputés émergents et 55% dans les pays développés.

La troisième raison est relative au comportement irrationnel de l'investisseur tunisien. En effet, et à titre d'exemple, le titre STB, évalué à 23 DT par la banque française Paribas, se négocie à 11 DT. La SOTETEL lance une augmentation de capital mais son titre baisse. La SIAME et la SFBT dégagent de bons résultats, mais leur cours est malmené. Tout ceci ne peut que traduire l'irrationalité du comportement boursier.

D'autant plus que la concentration des portefeuilles est entre les mains d'un nombre restreint d'investisseurs. Les transactions

quotidiennes sur le parquet ne portent que sur quelques valeurs régulièrement échangées, au plus 20% des titres cotés.

Il faut noter tout de même que le système de cotation électronique a donné plus de transparence aux échanges qui étaient trop manipulés dans le cadre du système à cotation sur panneaux. Cette transparence a poussé les investisseurs à investir beaucoup plus dans le marché boursier, d'où l'augmentation des volumes d'échanges durant la seconde période, d'une part, et le rendement substantiel par rapport à la première période, de l'autre.

Enfin, comprendre ces anomalies, qui ont servi à l'élaboration de nouvelles stratégies battant le marché, et plus précisément comprendre l'interaction de toutes ces anomalies et leur trouver des explications rationnelles, constituent aujourd'hui un programme de recherche ouvert (voir Lee et Swaminathan [2000]).

BIBLIOGRAPHIE

- Allais M., Le comportement de l'homme rationnel devant le risque, critique des postulats et axiomes de l'école américaine, *Econometrica*, vol.21, (1953), pp.503-546.
- Alonso A. et Rubio G., Overreaction in the Spanish Equity market, *Journal of Banking and Finance*, 14, (1990), pp. 469-481.
- Amihud Y. et Mendelson H., Trading Mechanism and Stock Returns : An Empirical Investigation, *The Journal of Finance*, vol.42, n°3, (1987), pp. 533-553.
- Augier L. et Mokrane M., Asymétrie d'information, marchés financiers et pays émergents d'Asie du Sud-Est, *Revue économique*, vol.49, (1998), pp.181-194.
- Ball R, Kothari S.P. et Shanken J., Problems in Measuring Portfolio Performance. An Application to Contrarian Investment Strategies, *Journal of Financial Economics*, 38, (1995), pp.79-107.
- Bauman W. Scott et Miller Robert E., Can Managed Portfolio Performance be Predicted, *Journal of Portfolio Management*, (1990), pp. 31-40.

- Banz R.W., The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, vol.9, (1981), pp.3-18.
- Basu S., Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios : a test of the efficient market hypothesis, *The Journal of Finance*, vol.32, (1977), pp.663-682.
- Basu S., The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks, *Journal of Financial Economics*, vol.12, (1983), pp.129-156.
- Bernstein P.L., Why the efficient market offers hope for active management, *Revue de la Banque*, (1998), pp. 544-549.
- Bernstein P.L., A new look at the efficient market hypothesis, *Journal of Portfolio Management*, vol.25, (1999), pp. 1-2.
- Boies D, Lalancette S. et Lavallée M., Volume des transactions et autocorrélations des rentabilités : étude canadienne des stratégies contraires, *Finance*, vol.19, (1998), pp.59-70.
- Bouyssou D. et Lefoll J., MEDAF et nouveaux modèles de décision dans le risque, *Finance*, vol.18, (1997), pp.11-24.
- Breusch T.S et Pagan A.R., A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation,

Econometrica, vol. 47, pp. 1287-1294.

- Brocato J. et Chandy P. R., Does Market Timing Really work in the Real World?, *Journal of Portfolio Management*, (1994), pp. 39-44.
- Brocato J. et Chandy P. R., Market Timing can work in the Real World : comment, *Journal of Portfolio Management*, (1995), pp. 82-84.
- Broquet C. et Capiiau Huart M.C., Analyse du risque systématique des valeurs belges du marché à terme de la bourse de Bruxelles, *Cahiers économiques de Bruxelles*, n° 114, 2^{ème} trimestre, (1987), pp. 349-374.
- Broquet C., Cobbaut R., Gillet R. et van den Berg A., Gestion de portefeuille, 3^{ème} éd., De Boeck Université, (1997).
- Campbell J.Y., Asset pricing at the Millenium, *Journal of Finance*, vol.55, (2000), pp. 1515-1567.
- Chan L.K.C., On the Contrarian Investment Strategy, *Journal of Business*, 61, 2, (1988), pp. 147-163.
- Chan L.K.C, Jegadeesh N. et Lakonishok J., Momentum Strategies, *Journal of Finance*, (1996), pp. 1681-1713.
- Chang R.P, McLeavy D.W. et Rhee G., Short-term Abnormal Returns of the Contrarian Strategy in the Japanese Stock

Market, *Journal of Business Finance and Accounting*, 22,7, (1995), pp. 1035-1048.

- Chateauneuf A., Cohen M. et Meilijson I., New tools to better model behavior under risk and uncertainty : An overview, *Finance*, vol.18, (1997), pp.25-46.
- Chen N.F., Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing, *The Journal of Finance*, vol. XXXVIII, n°5, (1983), pp. 1393-1414.
- Chen N.F., Roll R. et Ross S.A., Economic Forces and the Stock Market, *The Journal of Business*, vol.59, n°3, (1986), pp. 383-403.
- Chow G., Portfolio Selection Based on Return, Risk, and Relative Performance, *Financial Analyst Journal*, (1995), pp.54-60.
- Clare A. et Thomas S., The Overreaction Hypothesis and the UK stock market, *Journal of Business Finance and Accounting*, 22,7, (1995), pp. 961-973.
- Cohen M. et Tallon J-M., Décision dans le risque et l'incertain : L'apport des modèles non additifs, *Revue d'économie politique*, 110, 5, (2000), pp.631-681.
- Conrad J.S., Gultekin M.N. et Kaul G., Asymmetric predictability of conditional variances, *The Review of Financial*

Studies, vol.4, (1991), pp.597-622.

- Conrad J.S., Hameed A. et Niden C., Volume and autocorrelation in short-horizon individual security returns, *Journal of Finance*, vol.49, (1994), pp.1305-1329.
- Cousseran P.O., La bourse des valeurs mobilières en Egypte, *Revue d'économie financière*, N°33, (été 1995), pp. 263-274.
- Dang Dinh Cung., Extension du Modèle de Markowitz à la Gestion par Référence à un Indicateur de Marché, *Analyse Financière*, (1994), pp. 66-72.
- De Bondt W.F.M. et Thaler R., Does the Stock Overreact?, *Journal of Finance*, 42, 3, (1985), pp. 793-808.
- De Bondt W.F.M. et Thaler R., Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality, *Journal of Finance*, 42, 3, (1987), pp. 557-581.
- Demers f. et Demers M., Price uncertainty, the competitive form and the dual theory of choice under risk, *European Economic Review*, vol.34, (1990), pp.1181-1200.
- Dhrymes P.J., Friend I. et Gultekin M.N., A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory, *The Journal of Finance*, vol. XXXIX, n°2, (1984), pp. 323-346.
- Dow J. et Da Costa Werlang S.R., Uncertainty Aversion,

Risk Aversion, and the Optimal Choice of Portfolio , *Econometrica*, 60, 1 (1992), pp. 197-204.

- Dyle E. et Martin S., "Week-end Effects on Stock Returns" : a Comment, *Journal of Finance*, (1985).
- Eeckhoudt L., La théorie duale des choix risqués et la diversification : quelques réflexions, *Finance*, vol.18, (1997), pp.77-84.
- Elton E.J, Gruber M.J et Blake C.R., The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance, *Journal of Business*, 69, 2, (1996), pp.133-157.
- Fama E., Efficient capital markets : A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, vol.25, (1970), pp.383-417.
- Fama E.F., Components of investment performance, *The Journal of Finance*, vol.27, (1972), pp.551-567.
- Fama E.F. et French K.R., Dividend Yields and Expected Stock Returns, *The Journal of Financial Economics*, vol.22, n°2, (1988), pp. 3-25.
- Fama E., Efficient capital markets II, *Journal of Finance*, vol. XLVI, n°5 (1991), pp.1575-1617.
- Fama E.F. et French K.R., The Cross-Section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance*, vol. XLVII, n°2, (1992), pp.427-465.

- Fama E.F. et French K.R., Size and book-to-market factors in earnings and returns, *Journal of Finance*, vol.50, n°1, (1995), pp. 131-156.
- Fama E.F. et French K.R., The CAPM is Wanted, Dead or Alive, *The Journal of Finance*, vol.51, (1996a), pp.1947-1958.
- Fama E.F. et French K.R., Multifactor Explanations of Assets Pricing Anomalies, *The Journal of Finance*, (1996b), pp.55-84.
- Fama E.F. et French K.R., Value versus Growth : The international Evidence, *Journal of Finance*, vol.53, (1998), pp. 1975-1999.
- Fama E.F. et MacBeth J.D., Risk, Return and Equilibrium : Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, vol.81, (1979), pp. 607-636.
- Ferri M.G et Chung-ki Min., Evidence that the Stock Market Overreacts and Adjusts, *Journal of Portfolio Management*, (1996), pp. 71-76.
- Ferson W.E. et Schadt R.W., Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions, *Journal of Finance*, (1996), pp.425-461.
- French K.R., Stock Returns and the Week-end Effect, *Journal of Financial Economics*, vol.8, n°4, (1980), pp. 55-70.

- Garrone F., l'Analyste Financier face aux Nouvelles Techniques de Gestion Développées aux états-unis, *Analyse Financière*, (1995), pp 93-102.
- Gayant J-P., Généralisation de L'espérance D'utilité en Univers risqué, représentation et estimation, *Revue Economique*, 46, (1995), pp. 1047-1061.
- Gayant J-P., Constitution d'un portefeuille et espérance non-additive de gains : suggestions prescriptives pour la combinaison optimale d'actifs financiers, *Finance*, vol.18, (1997), pp.85-99.
- Gendron M., A note on performance measurement, *Canadian Journal of Administrative Sciences*, (1988).
- Gibbons M.R. et Hess P., "Day of the Week Effects and Asset Returns", *Journal of Business*, (1981).
- Gillet P., L'efficience des marchés financiers, *Edition Economica*, Paris, (1999).
- Girerd-Potin I., La Dominance en France des Portefeuilles D'actions à Faible Capitalisation Boursière ou à bas PER, *Finance*, 13, (1992), pp. 23-51.
- Grandin P., Mesure de performance des fonds d'investissement : méthodologie et résultats, *Economica*, (1998).

- Grinblatt M. et Titman S., Mutual Fund Performance : An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings, *The Journal of Business*, vol.62, n°3, (1989), pp. 393-416.
- Grinblatt M. et Titman S., The Persistence of Mutual Fund Performance, *The Journal of Finance*, vol. XLVII, n°5, (1992), pp.1977-1984.
- Grinblatt M. et Titman S., Performance Measurement Without Benchmarks : An Examination of Mutual Fund Returns, *The Journal of Business*, vol.66, n°1, (1993), pp. 47-68.
- Grinblatt M. et Titman S., A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.29, n°3, (1994), pp. 419-444.
- Hadar J. et Russel W.R., Stochastic Dominance and Diversification, *Journal of Economic Theory*, vol.3, n°3, (1971), pp. 288-305.
- Hamon J., Le caractère saisonnier des rentabilités mensuelles à la bourse de Paris, *Finance*, vol.7, (1986), pp.57-74.
- Hamon J. et Jacquillat B., Le marché de Paris est-il efficient ? Anomalies de rendements, *Congrès de L'Association Française de Finance*, Paris, (1988).

- Hamon J., Jacquillat B. et Derbel T., Les anomalies boursières : les effets PER, taille et prix, *Cahier de recherche n° 9101, CEREG, Université Paris Dauphine, (1991).*
- Hamon J. Et Jacquillat B., "Saisonnalités dans la Semaine et la Séance à la Bourse de Paris», *Finance (1991).*
- Hamon J. Et Jacquillat. B., Le marché français Des Actions : Etudes Empiriques 1977-1991, PUF, (1992).
- Henrikson R., Market Timing and Mutual Fund Performance : an Empirical Investigation, *Journal of Business, (1984).*
- Jacquillat B. et Grandin P., Performance Measurement of Analysts' Forecasts, *Journal of Portfolio Management, (1994), pp. 94-102.*
- Jacquillat B. et Solnik B., Marchés financiers, gestion de portefeuille et des risques, 3^{ème} éd., Dunod, (1997).
- Jaffe J. et Westerfield R., "The Weekend Effect in Common Stock Returns" : The International Evidence, *Journal of Finance, (1985).*
- Jaffe J., Westerfield R. et Ma C., "A Twist on the Monday Effect in Stock Prices", *Journal of Banking and Finance (1989).*
- Jaffe J., Keim D.B. et Westerfield R., Earnings yields, market values, and stock returns, *The Journal of Finance, vol.44,*

(1989), pp.135-148.

- Jensen M., The Performance of Mutual Fund in the Period 1945-1964, *Journal of Finance*, vol.23, (1968), pp 389-419.
- Jondeau E., Allocation d'actifs et prévision des rendements, *Finance*, vol.18, (1997), pp.67-81.
- Kahneman D. et Tversky A., Prospect theory : An analysis of decision under risk, *Econometrica*, vol.47, (1979), pp.263-291.
- Kast R. et Lapied A., A decision approach to bid-ask spreads, *Finance*, vol.18, (1997), pp.115-137.
- Keim D.B., Size-related anomalies and stock return seasonality : further empirical evidence, *Journal of Financial Economics*, vol.12, (1983), pp.13-32.
- Keim D., et Stambaugh R., "A further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns", *Journal of Finance* (1984).
- Konno H. et Yamazaki H., Mean-Absolute Deviation Portfolio Optimization Model and its Applications to Tokyo Stock Market, *Management Science*, vol. 37, n°5, (1991), pp. 519-531.
- Lakonishok J. et Levi M., "Week-end Effects on Stock Returns": A Note, *Journal of Finance*, (1982).
- Lakonishok J. et Maberly E., "The Week-end Effect" : Trading Patterns of Individual and Institutional Investors,

Journal of Finance (1990).

- Lamoureux C.G. et Sanger G.C., "Firm Size and Turn-of-year effect", *Journal of Finance*, (1989).
- Larsen Glen A. Jr. et Wozniak Gregory D., Market Timing can work in the Real World, *Journal of Portfolio Management*, (1995), pp. 74-81.
- Lee C.M.C. et Swaminathan B., Price momentum and trading volume, *Journal of Finance*, vol. 55, (2000), pp. 2017-2069.
- Lévy H., The definition of risk : an extension, *Journal of Economic Theory*, vol.14, (1977), pp.232-234.
- Lévy H. et Kroll Y., Stochastic dominance with a riskless asset : an imperfect market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 14, N° 2, (1979), pp. 179-204.
- Litzenberger R.H. et Ramaswamy K., Distributional restrictions for two-fund separation, *studies in management sciences*, vol.11, (1979), pp.99-107.
- Lobosko A., Style/Risk-Adjusted Performance, *Journal of Portfolio Management*, (1999), pp. 65-68.
- Loughran T. et Ritter J.R., Long-Term Market Overreaction : The Effect of Low-Priced Stocks, *Journal of Finance*, (December 1996), pp.1959-1969.

- Machina M., Expected utility analysis without the independence axiom, *Econometrica*, vol.50, (1982a), pp.277-323.
- Markowitz H., Portfolio selection, *The Journal of Finance*, vol.7, (1952), pp.77-91.
- McDonald J., French Mutual Fund Performance : Evaluation of Internationally Diversified Portfolios, *Journal of Finance*, (1973).
- Maï H.M., Sur- réaction sur le Marché Français des Actions au Règlement Mensuel 1977-1990, *Finance*, 16, (1995), pp. 113-136.
- Miller E., "Why a Weekend Effect", *Journal of Portfolio Management*, (1988).
- Modigliani F, Modigliani L., Risk-Adjusted Performance, *Journal of Portfolio Management*, (1997), pp. 45-54.
- Morgenstern O., Some Reflexions on Utility, in : *Allais M. et Hagen O., Expected Utility Hypotheses and the Allais Paradox*, Dordrecht/Boston, Reidel. pp. 175-183.
- Moses E.A, Cheyney J.M. et Veit E.T., A New and More Complete Performance Measure, *Journal of Portfolio Management*, (1987), pp. 24-33.

- Muralidhar A., Risk-Adjusted Performance - The correlation correction, *Financial Analysts Journal*, vol. 56, n°5, (2000), pp. 63-71.
- Muralidhar A., Optimal Risk-Adjusted Portfolios with Multiple Managers, *Journal of Portfolio Management*, vol. 27, n°3, (2001), pp. 97-104.
- Nesbitt Stephen L., Buy High, Sell Low : Timing Errors in Mutual Fund Allocations, *Journal of Portfolio Management*, (1995), pp. 57-60.
- Newton C.A. da Costa, Jr., Overreaction in the Brazilian Stock Market, *Journal of Banking and Finance*, 18, (1994), pp. 633-642.
- Osborne M.F.M., " Brownian Motion in The Stock Market ", *Operations Research*, (1959), pp.145-173.
- Peterson D., et Rice M.L., A Note on Ambiguity in Portfolio Performance Measures, *The Journal of Finance*, vol.XXXV, n°5, (1980), pp. 1251-1256.
- Pogue G.A. et Solnik B.H., Risque, diversification et gestion de portefeuille, *Analyse Financière*, n°10, 3^{ème} trimestre, pp.1-6.
- Pogue G.A., "An Extension of the Markowitz Portfolio Selection Model to Include Variable Transactions Costs, Short

Sales, Leverage Policies and Taxes", *Journal of Finance*, (1970).

- Pratt J.W., Risk Aversion in the Small and in the Large, *Econometrica*, vol.32, n°1-2, (1964), pp. 122-136.
- Quiggin J., A theory of anticipated utility, *Journal of Economic Behaviour and Organization*, vol.3, (1982), pp.323-343.
- Quiggin J., Comparative statics for rank-dependent expected utility, *Journal of Risk and Uncertainty*, vol.4, (1991), pp.339-350.
- Quiggin J., Generalized expected utility theory : The rank dependent model, Boston, Kluwer, (1993).
- Quiggin J., Economic choice in generalized utility theory, *Theory and decision*, vol.38, (1995), pp.153-171.
- Reinganum M.R., Misspecification of capital asset pricing : empirical anomalies based on earnings' yields and market values, *Journal of Financial Economics*, vol.9, (1981), pp.19-46.
- Reinganum M.R., "The Arbitrage Pricing Theory" : Some Empirical Results, *Journal of Finance*, (1981).
- Reinganum M.R., "The Anomalous Stock Market Behaviour

of Small Firms in January : Empirical Tests for Tax Loss Selling Effects", *Journal of Financial Economics*, (1983).

- Reinganum M.R., A Direct Test of Roll's Conjecture on Firm Size Effect, *The Journal of Finance*, vol.37, (1983), pp. 27-35.
- Rogalski R., "New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns overs Trading and Non-trading Periods" : A Note, *Journal of Finance*, (1984).
- Roll R., A critique of the Asset Pricing Theory's Tests : Part I : on Past and Potential Testability of the Theory, *Journal of Financial Economics*, (1977), pp.129-176.
- Roll R. et Ross S., An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory, *The Journal of Finance*, vol.XXXV, n°5, (1980), pp. 1073-1103.
- Roll R., A possible Explanation of Small Firm Effect, *The Journal of Finance*, vol.36, (1981), pp.879-888.
- Roll R., On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium, *The Journal of Financial Economics*, vol.36, (1983), pp. 371-386.
- Roll R., "The Turn of the Year Effect and the Return Premia of Small Firms", *Journal of Portfolio Management*, (1983), pp.18-28.
- Ross S., The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing,

Journal of Economic Theory, 13, (December 1976), pp.341-360.

- Rothschild M. et Stiglitz J.E., Increasing risk : I. A definition, *Journal of Economic Theory*, vol.2, (1970), pp.225-243.
- Rothschild M. et Stiglitz J.E., Increasing risk : II. Its economic consequences, *Journal of Economic Theory*, vol.3, (1971), pp.66-84.
- Rousseau J-M., Risque et décision financière dans le cadre de la théorie de portefeuille, *Revue d'économie politique*, 105,1, (1995), pp.91-131.
- Rozeff M. et Kinney W., "Capital Market Seasonality : the Case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, (1976)
- Savage L.J., The foundations of statistics, New York, John Wiley, (second edition 1972, Dover).
- Segal U., Anticipated utility : a measure representation approach, *Annals of Operations Research*, vol.19, (1987), pp.359-374.
- Sharpe W.F., Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, vol.19, (1964), pp.425-442.
- Sharpe W.F., " Mutual Fund Performance ", *Journal of Business*, 39, (1966), pp.119-138.
- Sharpe W.F., The Sharpe Ratio, *Journal of Portfolio*

Management, (1994), pp.49-58.

- Solnik B. et Bousquet L., "Day-of -the-week Effect on the Paris Bourse", *Journal of Banking and Finance*, (1990).
- Speranza M.G., Linear Programming Models for Portfolio Optimization, *Finance*, 14, (1993), pp. 107-123.
- Sun-Woong K., "Capitalizing on the Week-end Effect", *Journal of Portfolio Management*, (1988).
- Theobald M. et Price V., "Seasonality Estimation in thin Markets", *Journal of Finance*, (1984).
- Treich N., Arrivée d'information et investissement : étude dans un modèle de choix de portefeuille, *Revue économique*, vol.50, (1999), pp. 233-254.
- Treynor J., " How to Rate Management of Investment Funds ", *Harvard Business Review*, 43, (1965), pp.63-75.
- Treynor J. et Mazuy F., Can mutual funds outguess the market, *Harvard Business Review*, vol.44, (1966), pp.131-136.
- Viviani J-L. et Hiver G., L'analyse technique pour battre le marché, *Banques & Marchés*, n°24, (1996), pp. 46-53.
- Viviani J-L., Gestion de portefeuille, *Dunod*, 2^{ème} édition 2001.
- Von Neumann J. et Morgenstern O., Theory of Games and Economic Behaviour, *Princeton University Press*. (1944), 3^{ème}

ed., 1953.

- Yaari M.E., The dual theory of choice under risk, *Econometrica*, vol.55, (1987), pp.95-115.
- Zarowin P., Does the Market Overreact to Corporate Earnings Information ?, *Journal of Finance*, 44, (1989), pp. 1385-1399.
- Zarowin P., Size, Seasonality and Stock Market Overreaction, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 1, (1990), pp. 113-125.