



HAL
open science

Analyse de L'Utilité des Données Comptables dans la Décision de Placement avant et après l'Adoption du Système Comptable Tunisien (1997)

Sonda Marrakchi Chtourou, Mustapha Zeghal, Mnif Yosra

► To cite this version:

Sonda Marrakchi Chtourou, Mustapha Zeghal, Mnif Yosra. Analyse de L'Utilité des Données Comptables dans la Décision de Placement avant et après l'Adoption du Système Comptable Tunisien (1997). Comptabilité et Connaissances, May 2005, France. pp.CD-Rom. halshs-00581242

HAL Id: halshs-00581242

<https://shs.hal.science/halshs-00581242>

Submitted on 4 Apr 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Analyse de L'Utilité des Données Comptables dans la Décision de Placement avant et après l'Adoption du Système Comptable Tunisien (1997)

Sonda Marrakchi Chtourou

Maître assistant

*Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax
(216- 74 278 777 poste 138)*

sonda.chtourou@fsegs.run.tn

Mustapha Zeghal

Professeur

Université d'Ottawa

*Faculté d'Administration
Centre de Recherche en Comptabilité (CRG)
zeghal@admin.uottawa.ca*

Yosra Mnif

Enseignante et étudiante chercheuse (auteur correspondant)

*Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax
(216- 74 278 777 poste 138)*

Adresse postale: Route de tunis Km 4 merkez bouaçida Sfax (3031).Tunisie

yosramnif@yahoo.fr

Analyse de L'Utilité des Données Comptables dans la Décision de Placement avant et après l'Adoption du Système Comptable Tunisien (1997)

Résumé :

Nous avons vérifié l'utilité des données comptables en contexte de placement avant et après l'adoption du Système Comptable Tunisien 1997 (SCT 97) comparativement à des données du marché boursier, celles qui entrent dans le modèle d'évaluation des actifs financiers (le MEDAF). Nous avons adopté comme cadre d'analyse, le domaine particulier de gestion de portefeuille. Nous trouvons que les données comptables mènent à des décisions de choix de portefeuilles et de classement de performance qui s'avèrent statistiquement non cohérentes avec les décisions prises selon des données boursières avant l'adoption du SCT 97 et statistiquement cohérentes après l'adoption du SCT 97. Nos tests cautionnent donc le recours aux données comptables en matière de placement après l'adoption du SCT 97. Cette caution est d'autant plus bienvenue que l'absence de données boursières est fréquente pour la grande majorité des entreprises tunisiennes non cotées à la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis (BVMT). Le système de production des données comptables en Tunisie après l'adoption du SCT 97 permet d'évaluer le rendement et le risque, et donc les actifs, d'une façon relativement cohérente par rapport au marché en général, et au MEDAF en particulier.

Mots clés: Données boursières, Données comptables, Décision de placement et SCT 97.

Abstract:

We verified the usefulness of accounting data in context of investment before and after the adoption of the Tunisian Accounting System 1997 (TAS 97) compared to market data, those related to the Capital Asset Pricing Model (CAPM). We adopted as analytical framework, the particular domain of portfolio management. We find that accounting data lead to portfolio selections and performance rankings that are statistically no coherent with the taken decisions according to market data before the adoption of the TAS 97 and statistically coherent after the adoption of the TAS 97. Our tests encourage therefore the recourse to accounting data concerning investment after the adoption of the TAS 97. This guaranty is of as much more welcome given that the market data absence is frequent for the big majority of the Tunisian enterprises no quoted to the Tunisian Stock Market Exchange (TSME).The system of accounting data production in Tunisia after the adoption of the TAS 97 permits to value the return and the risk, and therefore assets, in a relatively coherent way in relation to the Stock market in general, and to the CAPM in particular.

Key words: Market data, Accounting data, Decision of investment and TAS 97.

I. INTRODUCTION

Dans plusieurs écrits pertinents, on reproche vivement à la comptabilité l'écart qui sépare ses données de celle du marché. Zeghal et Meloche (1992) et Deegan (2001), précisent qu'en raison du caractère historique des données comptables et de l'écart qui, bien souvent, sépare l'évaluation économique de l'évaluation comptable, les tenants de la théorie financière ont toujours affiché un fort scepticisme quant à l'utilité des données comptables dans un marché des capitaux efficient. Selon ces auteurs et bien d'autres, les sources principales de cet écart sont les suivantes :

- (1) Les différences fondamentales en matière d'évaluation qui existe entre l'approche comptable et l'approche économique. Celles-ci portent, notamment, sur la définition du patrimoine de l'entreprise, sur l'évaluation des actifs et sur la mesure du profit. L'écart dû à ces facteurs s'accroît en période d'inflation et de prix instable. Aussi, certains actifs non comptabilisés, notamment les actifs incorporels comme l'achalandage, pourraient contribuer à l'ampleur de l'écart « Solomons (1961), Sterling (1971), Zeghal (1984) ».
- (2) Le grand nombre de méthodes comptables concurrentes et la flexibilité dans leur application. Plusieurs études supportent l'hypothèse, issue de la théorie de l'agence, selon laquelle l'intérêt personnel des managers peut s'opposer à celui des investisseurs, et d'autant plus que les managers ont le loisir d'intervenir activement dans le choix des méthodes comptables susceptibles de favoriser l'atteinte de leurs objectifs individuels et organisationnels « Chambers (1983), Watts et Zimmermann (1978), Antle (1989) ».
- (3) La tendance au lissage du profit comptable. Les managers favoriseraient l'adoption de politiques qui tendent à réduire les fluctuations du profit « Gonedes (1972) ». La conséquence serait d'éloigner le profit comptable du profit économique et aussi de produire une variabilité moins grande pour le premier « Gordon (1964), Zmijewski et Hagerman (1981), Ronen et Sadan (1981) ».

Malgré ces sources d'écart, plusieurs études (exemples : Lev (1989), Easton, Harris et Ohlson (1990), Zeghal et Meloche (1992), Dumontier et Labelle (1998)) ont testé l'utilité des données comptables pour les intervenants sur le marché financier selon différentes approches et la grande majorité de ces recherches ont démontré l'existence d'un certain lien entre les données comptables et celles du marché.

Zeghal et Meloche (1992) ont vérifié l'utilité des données comptables en contexte de placement selon une nouvelle approche qui réside dans l'examen de l'association entre des décisions de placement de même nature plutôt qu'entre des variables. Leurs tests montrent

que le système de production des données comptables au Canada permettrait une évaluation des titres qui serait cohérente avec celle du marché et plus particulièrement, avec l'évaluation selon le MEDAF. Peut-on dire autant pour le système de production de données comptables tunisien surtout après la réforme comptable de 1997 qui est fondée sur un objectif principal d'utilité à la prise de décision économique ? En effet, le système comptable tunisien a connu une évolution importante en passant d'un objectif d'adaptation de la comptabilité des entreprises aux besoins de la comptabilité nationale à un objectif d'utilité de l'information financière à la prise de décision économique des utilisateurs essentiellement les investisseurs. Depuis 1968, la pratique comptable des entreprises tunisiennes était normalisée par un plan comptable dérivé du plan comptable français 1947-57. L'objectif premier de ce plan était, dans le cadre de la politique de planification économique, d'adapter la comptabilité des entreprises aux besoins de la comptabilité nationale.

Le plan 1968 était cité à sa sortie comme un modèle intéressant. Toutefois, avec les mutations profondes de l'économie et de la société tunisienne et après 30 années d'immobilisme, l'inadaptation de ce plan devient de plus en plus gênante aussi bien pour l'entreprise que pour son environnement. En effet, les états financiers publiés qui se limitent à un bilan et quatre comptes de résultat ne suffisent pas à un utilisateur externe pour apprécier la situation financière et les performances d'une entreprise, comparer les données financières entre elles en l'absence notamment de notes explicatives sur les règles comptables utilisées et d'informations complémentaires notamment sur les engagements de l'entreprise et les flux de financement de ses activités.

D'un autre côté, les états financiers produits par les entreprises n'étaient que de simples supports déterminant l'assiette de l'impôt. Ainsi, la production d'informations comptables fiables est entravée par des considérations fiscales. Sans oublier aussi que plusieurs domaines et plusieurs nouvelles opérations et événements étaient non traités dans le plan comptable.

Le système d'information à base du plan comptable 1968 était donc insuffisant, incomplet et inéquitable. Par conséquent, continuer à prendre ce dernier comme référence est non seulement nuisible pour la bonne gestion des entreprises, mais aussi à l'attrait de l'épargne vers les placements en actions et l'attrait des capitaux internationaux vers la Tunisie.

Le Nouveau Système Comptable Tunisien (NSCT 97) vise donc à pallier les insuffisances et les ambiguïtés du plan comptable 1968. La réforme comptable menée par le Conseil National de la Comptabilité constitue une étape capitale dans la mise en œuvre des mécanismes de l'économie libérale. En épousant la logique des marchés des capitaux mondiaux, la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis est appelée à jouer un rôle déterminant dans le financement

des agents économiques ; ce qui est de nature à donner à l'information financière publiée par les entreprises la valeur d'utilité qui est la sienne.

De part la mondialisation des marchés et la globalisation de l'économie, la Tunisie a choisi l'ouverture économique. Elle a aussi décidé de se doter d'un référentiel international conforme aux pratiques comptables les plus actuelles et de rompre, ainsi, avec un modèle comptable anachronique, fiscalisant et sans une réelle utilité pour l'investisseur local ou étranger. En abandonnant l'ancien modèle, on a opté pour un modèle accordant à l'information financière la place qu'elle mérite dans le processus décisionnel des agents économiques essentiellement l'investisseur.

Développé autour d'un cadre conceptuel, le système comptable des entreprises a défini des fondements théoriques qui président quant aux choix des utilisateurs privilégiés des états financiers, des objectifs de l'information financière et ses qualités caractéristiques. Ce cadre a, aussi, donné un contenu précis aux différentes composantes des états financiers et aux mécanismes de mesures et de communication.

La promulgation de ce NSCT 97 est une opération d'une grande envergure pour l'économie du pays car elle a bouleversé la pensée comptable traditionnelle en reliant l'information comptable à la prise de décision par les utilisateurs des états financiers essentiellement les investisseurs. En effet, l'objectif d'utilité à la prise de décision d'investissement se trouve au cœur du NSCT 97 et l'investisseur est principalement l'utilisateur privilégié des états financiers. Le normalisateur comptable tunisien, conscient de l'importance qu'occupe la comptabilité financière en tant que composante de base du système d'information de l'entreprise, a attribué aux états financiers le rôle de fournir des informations utiles à la prise des décisions économiques et essentiellement à la décision d'investissement.

Avec ce changement d'objectifs du système comptable tunisien c'est-à-dire en passant d'un objectif d'adaptation de la comptabilité des entreprises aux besoins de la comptabilité nationale à un objectif d'utilité de l'information financière à la prise de décision économique des utilisateurs essentiellement les investisseurs, on s'est proposé dans le cadre de cet article de répondre au questionnement suivant: Est ce que l'adoption du NSCT 97 a permis l'amélioration de la décision de placement ?

Objectif et hypothèses de recherche :

Notre recherche se fixe, donc, comme objectif de vérifier l'utilité des données comptables dans la décision de placement et de voir s'il y a une amélioration de cette décision après l'adoption du NSCT 97.

Pour réaliser notre objectif de recherche, nous avons adopté l'approche utilisée par Zeghal et Meloche (1992) et qui consiste à vérifier l'utilité des données comptables en matière de

placement en examinant l'association entre deux ensembles concurrents de décisions: les décisions de placement fondées sur des données comptables et celles de mêmes nature fondées sur des données boursières avant et après l'adoption du NSCT 97. Nous avons adopté comme cadre d'analyse, le domaine particulier de gestion de portefeuille. Nous avons formulé les hypothèses suivantes :

H₁ : en matière de placement, il y a une cohérence entre les décisions fondées sur les données comptables avec celles de même nature fondées sur des données boursières.

H₂ : la cohérence entre les décisions fondées sur les données comptables et celle de même nature fondée sur des données boursières est plus importante après l'adoption du NSCT 97.

La vérification de ces hypothèses se présente en deux étapes : nous avons vérifié d'abord la cohérence au niveau de choix de portefeuilles, puis nous avons fait de même au niveau de classement selon leur performance avant et après l'adoption du NSCT 97. Nos résultats n'infirmement pas nos hypothèses. Nous trouvons qu'ils valident le recours aux données comptables en matière de placement après l'adoption du NSCT 97. Cette caution est d'autant plus bienvenue que l'absence de données boursières est fréquente pour la grande majorité des entreprises tunisiennes non cotées à la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis (BVMT).

Le reste de l'article est structuré de la façon suivante : la section II présente les fondements de notre méthodologie ; la section III sert à tester nos hypothèses au niveau des choix des portefeuilles ; dans la section IV, nous testons les hypothèses au niveau de la performance avant de conclure à la section V.

II. METHODOLOGIE :

II.1. Echantillon, période d'étude et sources des données :

L'échantillon est formé des entreprises cotées sur la BVMT pour deux périodes d'études s'étalant du 01/ 01/ 1992 jusqu'au 31/ 12/ 1996 et du 01/ 01/ 1998 jusqu'au 31/ 12/2002. Pour chacune des deux périodes d'étude, l'échantillon est formé de 15 entreprises cotées sur la BVMT depuis le 01/ 01/ 1992 jusqu'au 31/ 12/ 2002. Il faut noter que pour notre étude, seules les entreprises constamment cotées sur chacune des deux périodes d'études ont été retenues. Les banques et les établissements financiers ont été retenus, malgré leurs particularités comptables, étant donné que leur élimination aurait conduit à un échantillon de taille excessivement réduite.

Les sources des données de cette étude sont la base de données de la bourse des valeurs mobilières de Tunis, les statistiques financières de la banque centrale de Tunisie, la base de

données du ministère des finances et les états financiers publiés dans les bulletins officiels de la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis.

II.2. Données de l'étude

Dans cette étude, on tente de voir si les données comptables permettent de prendre des décisions de placement qui seraient cohérentes avec des décisions de même nature fondées sur des données boursières et si cette cohérence est plus importante après adoption du NSCT 97. Nous adoptons dans cette recherche, comme cadre d'analyse, le domaine particulier de gestion de portefeuille de valeurs mobilières.

Les décisions de placement s'analysent en terme de rendement, de risque mais aussi en termes des deux critères réunis c'est-à-dire en terme de performance.

Dans cet article, on utilise deux types de données pour les mesures de rendement, du risque et de performance à savoir des données boursières et des données comptables.

II.2.1. Données boursières :

Elles proviennent de la base de données de la Bourse des valeurs mobilières de Tunis qui recense les cours depuis 1991.

- **Mesure boursière du rendement :**

Le taux de rendement d'une action i sur l'intervalle d'observation t (on a utilisé un intervalle d'observation d'un mois), R_{it} , a été calculé de la manière suivante :

$$R_{it} = (P_{it} - P_{i, t-1}) / P_{i, t-1}$$

Où : P_{it} = cours de l'action i à la fin de l'intervalle d'observation t

$P_{i, t-1}$ = cours de l'action i à la fin de l'intervalle d'observation $t-1$.

De la même manière, nous avons calculé le rendement du marché, R_{mt} , sur le même intervalle d'observation t (un mois) :

$$R_{mt} = (I_t - I_{t-1}) / I_{t-1}$$

Où : I_t = cours de l'indice (BVMT) du marché à la fin de l'intervalle d'observation t

I_{t-1} = cours de l'indice (BVMT) du marché à la fin de l'intervalle d'observation $t-1$.

Nous avons ensuite calculé la moyenne arithmétique du rendement pour chaque titre pour l'ensemble des deux périodes d'études c'est-à-dire du 01/ 01/ 1992 jusqu'au 31/ 12/ 1996 et du 01/ 01/ 1998 jusqu'au 31/ 12/2002.

- **Mesures boursières du risque :**

Pour ce qui est du risque, nous avons adopté, pour les fins de cette recherche, deux mesures de risque basées sur les données boursières : la variabilité des rendements (variance), une mesure totale du risque et le risque systématique bêta, une mesure partielle du risque boursier.

Toutes les deux mesures sont basées sur 60 observations mensuelles du rendement couvrant chacune des deux périodes d'étude.

Concernant la variabilité des rendements d'une action i , elle est donnée par la variance de la série des taux de rendement mensuels de cette action se rapportant à la période de calcul :

$$\text{Var}(R_{it}) = 1/T \sum (R_{it}-R)^2$$

Où : R_{it} = taux de rendement de l'action i pendant l'intervalle d'observation t

T = nombre de rendements mensuels calculés pendant les deux périodes d'étude

R = moyenne des rendements pendant la période T .

Pour la mesure du risque systématique bêta, l'estimation s'est faite à partir du modèle du marché, soit :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Où: R_{it} = taux de rendement de l'action i pendant l'intervalle d'observation t

R_{mt} = taux de rendement du marché mesuré par l'indice (BVMT) du marché durant la période t

$\beta_i = \text{cov}(R_{it}, R_{mt}) / \text{Var}(R_{mt})$ est le risque systématique du titre qui mesure la sensibilité du titre i aux fluctuations de l'ensemble du marché

α_i = paramètre aléatoire spécifique au titre i et indépendant du marché

ε_{it} = paramètre aléatoire et spécifique au titre i répondant aux conditions statistiques d'usage.

- **Mesures boursières de performance:**

Nous présentons trois mesures de performance de portefeuille développées par Treynor (1965), Sharpe (1966) et Jensen (1968) ; toutes trois reposant sur le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) et permettent de juger le rendement d'un portefeuille en fonction de son risque.

➤ *La mesure de Treynor (1965) :*

Treynor développe à partir du MEDAF une prime de risque, obtenue pour le portefeuille étudié, par unité du risque systématique. La prime de risque correspond au rendement observé du portefeuille qui excède le rendement du titre sans risque. La mesure de Treynor T_p s'exprime ainsi :

$$T_p = (R_p - R_f) / \beta_p$$

Où : R_p = taux de rendement observé d'un portefeuille p

R_f = taux de rendement d'un titre sans risque

β_p = coefficient bêta d'un portefeuille p.

➤ *La mesure de Sharpe (1966) :*

Pour Sharpe, le portefeuille est évalué en fonction d'une prime de risque (similaire à celle de Treynor) par unité de risque total. La mesure de Sharpe se présente de la façon suivante :

$$S_p = (R_p - R_f) / \sigma_p$$

Où : R_p = taux de rendement observé d'un portefeuille p

R_f = taux de rendement d'un titre sans risque

σ_p = écart type du rendement d'un portefeuille p.

➤ *La mesure de Jensen (1968) :*

Similairement aux autres mesures de performance, la mesure de Jensen repose sur le MEDAF.

Cette mesure J_p est définie de la manière suivante :

$$J_p = (R_p - R_f) - \beta_p (R_m - R_f)$$

Où : R_p = taux de rendement observé d'un portefeuille p

R_f = taux de rendement d'un titre sans risque

β_p = coefficient bêta d'un portefeuille p

R_m = taux de rendement de l'indice (BVMT) du marché

II.2.2. Données comptables :

Les données comptables proviennent des états financiers des entreprises publiés dans les bulletins officiels et de la base de données de la BVMT.

- **Mesures comptables du rendement :**

Cette recherche fait appel à trois mesures de rendement pour étudier l'utilité des données comptables dans le cadre des décisions de sélection et de mesure de performance des portefeuilles avant et après l'adoption du NSCT 97. Les trois ratios de rentabilité retenus et calculés sur une base annuelle sont les suivants :

➤ $RAT = \text{Rendement de l'actif total} = \text{Bénéfice d'exploitation} / \text{actif total moyen}$

Le bénéfice d'exploitation correspond au bénéfice net avant les impôts, les amortissements et les intérêts, alors que le dénominateur représente le niveau moyen, de début et de fin d'exercice, de l'actif total.

➤ $RCI = \text{Rendement du capital investi} = \text{Bénéfice net} / \text{capitaux investis moyen}$

Le numérateur représente le bénéfice net avant les impôts et les postes extraordinaires ; quant au dénominateur, il représente le niveau moyen, de début et de fin d'exercice, du capital investi.

- $RFP = \text{Taux de rendement des fonds propres} = \frac{\text{Bénéfice revenant aux actionnaires}}{\text{Avoir des actionnaires moyen}}$:

Le numérateur représente le bénéfice net et le dénominateur égale le niveau moyen de début et de fin d'exercice de l'avoir des actionnaires.

Pour chaque entreprise dans l'échantillon, nous avons calculé la moyenne arithmétique du rendement comptable pour chacun des trois ratios pour chacune des deux périodes de notre étude.

Le choix des trois mesures de rendement n'est pas arbitraire. En effet, plusieurs chercheurs (tels que Freeman (1983), Walsh (1984) Foster (1986), Jacobson (1987), Lev (1989), Barlev et Livnat (1990), Zeghal et Meloche (1992), Ocasio (1994), Core et al (1999) etc) ont utilisé ces derniers ratios comme mesure de rendement comptable sans oublier la disponibilité de certains d'entre eux sur le site de la BVMT (2003). Selon Zeghal et Meloche (1992) « les raisons suivantes justifient le choix des trois ratios : (1) la solidité de leurs fondements conceptuels et leur pertinence pour bon nombre de décideurs (Scherer (1988), Foster (1986) ; (2) leur utilisation courante par les chercheurs (Gibson (1982), Foster (1986), Walsh (1984)) ; et (3) leur disponibilité, qui reflète l'importance de ces ratios pour les investisseurs ».

- **Mesures comptables du risque :**

Pour ce qui est de la mesure comptable du risque, nous avons adopté l'écart type et la variance pour chacune des trois mesures du rendement et ce en se basant sur l'article de Zeghal et Meloche (1992). On a donc calculé les mesures suivantes :

- Mesures de risque associées au rendement de l'actif total :
 - Variance (Bénéfice d'exploitation / Actif total moyen)
 - Et Ecart type (Bénéfice d'exploitation / Actif total moyen).
- Mesures de risque associées au rendement du capital :
 - Variance (Bénéfice net / Capital investi moyen)
 - Et Ecart type (Bénéfice net / Capital investi moyen).
- Mesures de risque associées au rendement des fonds propres:
 - Variance (Bénéfice revenant aux actionnaires / Avoir des actionnaires moyen)
 - Et Ecart type (Bénéfice revenant aux actionnaires / Avoir des actionnaires moyen).

- **Mesures comptables de performance:**

Selon Zeghal et Meloche (1992), les mesures comptables de performance concurrentes à ceux de Treynor (1965), de Sharpe (1966) et de Jensen (1968), rapportent un rendement comptable à son écart type estimatif.

On a donc calculé les trois mesures de performances comptables suivantes :

- (Bénéfice d'exploitation / Actif total moyen) / Ecart type (Bénéfice d'exploitation / Actif total moyen).
- (Bénéfice net / Capital investi moyen) / Ecart type (Bénéfice net / Capital investi moyen).
- (Bénéfice revenant aux actionnaires / Avoir des actionnaires moyen) / Ecart type (Bénéfice revenant aux actionnaires / Avoir des actionnaires moyen).

Passant à la vérification de nos hypothèses qui se présente en deux étapes : nous allons vérifier d'abord la cohérence au niveau de choix de portefeuilles avant et après adoption du NSCT 97, puis nous faisons de même au niveau du classement selon leur performance.

III. COHERENCE ENTRE LES CHOIX BOURSIERS ET COMPTABLES AVANT ET APRES L'ADOPTION DU NSCT 97: TESTS

Nous cherchons ici à vérifier si le choix, ou classement, des portefeuilles selon des mesures comptables de rendement ou de risque, serait cohérent avec le choix selon le critère boursier correspondant avant et après adoption du NSCT 97 et si cette cohérence est plus importante après adoption du NSCT 97.

La vérification de cette hypothèse se fait à l'intérieur du cadre établi par la théorie de portefeuille selon laquelle l'investisseur est appelé à choisir un portefeuille optimal qui possède l'une ou l'autre des deux caractéristiques suivantes :

- un rendement espéré maximal pour un niveau de risque donné
- un risque minimal pour un rendement espéré.

Notre procédure de vérification comprend les étapes suivantes :

1. Formation et classement des portefeuilles selon les données boursières de rendement et de risque pour chacune des deux périodes d'étude.
2. Classement des portefeuilles selon les données comptables correspondantes.
3. Cohérence entre les classements boursiers et comptables et comparaison de l'importance de cette cohérence, si elle existe, entre les deux périodes d'étude c'est-à-dire (1992-1996) et (1998-2002):

L'examen de la cohérence au niveau de cette analyse est réalisé à l'aide du coefficient (ρ) de corrélation de rang de Spearman. Le niveau de signification retenu est de 0,05.

- Pour la première hypothèse H_1 qui examine l'existence d'une cohérence entre les classements boursiers et comptables pour les deux périodes :

-L'hypothèse nulle à vérifier se formule comme suit :

H_{01} : Il n'existe pas de relation (selon Spearman, $\rho = 0$) entre le choix, ou classement, des portefeuilles fondé sur les mesures boursières du rendement et du risque et celui fondé sur les mesures comptables correspondantes.

-Quant à l'hypothèse contraire voulant que :

H_0^{c1} : Il existe une relation ($\rho \neq 0$) entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes, elle comporte un cas particulier qui nous intéresse, à savoir :

H_1 : Il existe une relation positive ($\rho > 0$) entre les choix mentionnés.

➤ Pour la deuxième Hypothèse H_2 qui examine l'importance de cette cohérence, si elle existe, entre les deux périodes d'étude c'est-à-dire (1992-1996) et (1998-2002):

-L'hypothèse nulle à vérifier se formule comme suit :

H_{02} : La corrélation entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes pour la première période (ρ_1) **est égale** (selon Spearman, $\rho_1 = \rho_2$) à la corrélation entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes pour la deuxième période (ρ_2).

-Quant à l'hypothèse contraire voulant que :

H_0^{c2} : La corrélation entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes pour la première période (ρ_1) **est différente** ($\rho_1 \neq \rho_2$) de la corrélation entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes pour la deuxième période (ρ_2), elle comporte un cas particulier qui nous intéresse, à savoir :

H_2 : La corrélation entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes pour la deuxième période (ρ_2) **est supérieure** ($\rho_2 > \rho_1$) à la corrélation entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes pour la première période (ρ_1).

III.1. Résultats concernant les choix pour la première période (1992-1996):

Pour la première période, nos tests des hypothèses précédentes ont donné les résultats des tableaux 1, 2 et 3 pour l'examen de la cohérence entre les choix boursiers et comptables. L'examen de la cohérence au niveau de notre analyse est réalisé à l'aide du coefficient (ρ) de corrélation de rang de Spearman avec un niveau de signification retenu de 0,05. Ces coefficients apparaissent en bas des tableaux ci après avec leurs niveaux de signification.

Tableau 1

Classement (C) des 5 portefeuilles selon le rendement moyen (R) boursier ou comptable¹
pour la première période (1992-1996)

Boursier		Comptable					
		RAT		RCI		RFP	
R	C	R	C	R	C	R	C
0,027467206	1	0,05153883 8	1	0,08083563 7	1	0,11578316 5	1
0,020412188	2	0,03023377 7	4	0,02314245 3	5	0,03592343 6	5
0,016416236	3	0,04594069 1	2	0,04843829 5	2	0,08450408 7	2
0,012544446	4	0,02292200 8	5	0,04191580 3	3	0,07004640 2	3
0,008148233	5	0,03126188 5	3	0,03809660 1	4	0,03952422 4	4
		RAT		RCI		RFP	
Corrélation de rang de Spearman		0,5		0,4		0,4	
Niveau de signification ²		0,196		0,252		0,252	

1 Il s'agit du rendement : de l'actif total (RAT), du capital investi (RCI) et des fonds propres (RFP).

2 Test unilatéral à droite.

Pour ce tableau 1 qui présente les résultats du test de corrélation entre les classements (C) des cinq portefeuilles selon le rendement moyen (R) boursier ou comptable, tous les coefficients de corrélation sont positifs (varient entre 0,4 et 0,5) mais statistiquement non significatifs.

Tableau 2

Classement (C) des cinq portefeuilles selon la variance (V) boursière
ou comptable¹ pour la première période (1992-1996)

Boursier		Comptable					
		RAT		RCI		RFP	
V	C	V	C	V	C	V	C
0,00904935	1	0,00010245 3	1	0,00012798 4	1	8,83058E- 05	3
0,007078404	2	4,12517E- 05	4	5,60819E- 05	3	0,00015532 3	1
0,006370247	3	8,65838E- 05	2	2,32799E- 05	5	4,89433E- 05	5
0,002746575	4	4,22048E- 05	3	3,66015E- 05	4	5,5517E-05	4
0,001546257	5	3,714E-05	5	0,00011241 4	2	0,00011764 5	2
		RAT		RCI		RFP	
Corrélation de rang de Spearman		0,7		0,3		0,1	
Niveau de signification ²		0,094		0,312		0,436	

1 Il s'agit des variances liées aux rendements: de l'actif total (RAT), du capital investi (RCI) et des fonds propres (RFP).

2 Test unilatéral à droite.

Pour le tableau 2 ci-dessus qui présente les résultats du test de corrélation entre les classements (C) des 5 portefeuilles selon la variance (V) boursière ou comptable, tous les

coefficients de corrélation sont positifs (varient entre 0,1 et 0,7) mais statistiquement non significatifs.

Tableau 3

Classement (C) des cinq portefeuilles selon le bêta boursier (β) et l'écart type (ET) comptable¹ pour la première période (1992-1996)

Boursier		Comptable					
		RAT		RCI		RFP	
β	C	ET	C	ET	C	ET	C
1,978562144	1	0,00951878 5	1	0,01094991 8	1	0,01027324 6	1
1,637442658	2	0,00765493 3	2	0,00848930 8	4	0,00873368 9	3
1,160085754	3	0,00220030 3	5	0,00506879	5	0,00512749	5
0,884269553	4	0,00566614 9	4	0,00998236 4	2	0,00876528 9	2
0,398965385	5	0,00763174 3	3	0,00872458 2	3	0,00819045 4	4
		RAT		RCI		RFP	
Corrélation de rang de Spearman		0,6		0,2		0,5	
Niveau de signification ²		0,142		0,374		0,196	

1 Il s'agit de l'écart type des rendements: de l'actif total (RAT), du capital investi (RCI) et des fonds propres (RFP).

2 Test unilatéral à droite.

Enfin pour le tableau 3 qui présente les résultats du test de corrélation entre les classements (C) des 5 portefeuilles selon le bêta boursier (β) et l'écart type (ET) comptable, tous les coefficients de corrélation sont positifs (varient entre 0,2 et 0,6) mais statistiquement non significatifs.

Ces derniers résultats nous permettent de rejeter l'hypothèse H_1 et d'accepter l'hypothèse nulle H_0 c'est-à-dire qu'il n'y a pas de relation entre le choix, ou classement, des portefeuilles fondé sur les mesures boursières du rendement et du risque et le classement des portefeuilles fondé sur les mesures comptables correspondantes pour la première période d'étude (1992-1996).

III.2. Résultats concernant les choix pour la deuxième période (1998-2002):

Pour la deuxième période, nos tests des hypothèses précédentes ont donné les résultats des tableaux 4, 5 et 6 pour l'examen de la cohérence entre les choix boursiers et comptables.

L'examen de la cohérence au niveau de notre analyse est réalisé à l'aide du coefficient (ρ) de corrélation de rang de Spearman avec un niveau de signification retenu de 0,05. Ces coefficients apparaissent au bas des tableaux avec leurs niveaux de signification.

Pour le tableau 4 ci-après qui présente les résultats du test de corrélation entre les classements (C) des 5 portefeuilles selon le rendement moyen (R) boursier ou comptable, tous les coefficients de corrélation sont très élevés (0,9), positifs et statistiquement significatifs.

Tableau 4

Classement (C) des cinq portefeuilles selon le rendement moyen (R) boursier ou comptable¹ pour la deuxième période (1998- 2002)

Boursier		Comptable					
		RAT		RCI		RFP	
R	C	R	C	R	C	R	C
0,0074197	1	0,05898678 4	2	0,06543708 8	1	0,14550659 9	1
0,002628933	2	0,07224763 7	1	0,06516649 1	2	0,12050972 8	2
-0,003142975	3	0,04039686 9	3	0,03494249 3	4	0,12362207 7	3
-0,005077692	4	0,02797532 2	4	0,0461195 3	3	0,10888999 5	5
-0,005368125	5	0,02099818 5	5	0,03445933 4	5	0,10938843 4	4
		RAT		RCI		RFP	
Corrélation de rang de Spearman		0,9		0,9		0,9	
Niveau de signification ²		0,019 *		0,019 *		0,019 *	

1 Il s'agit du rendement : de l'actif total (RAT), du capital investi (RCI) et des fonds propres (RFP).

2 Test unilatéral à droite.

* La corrélation est significative au niveau de signification de 0,05.

Tableau 5

Classement (C) des cinq portefeuilles selon la variance (V) boursière ou comptable¹ pour la deuxième période (1998-2002)

Boursier		Comptable					
		RAT		RCI		RFP	
V	C	V	C	V	C	V	C
0,009702908	1	8,68507E- 05	2	0,00011211 4	2	0,00013544 6	2
0,002072511	2	0,00018353 1	1	0,00023827 6	1	0,00024692 3	1
0,001840045	3	8,22517E- 05	3	8,42629E- 05	3	0,00013039 1	3
0,001077091	4	1,20212E- 05	4	2,58821E- 05	4	7,01386E- 05	5
0,000884258	5	3,14436E- 06	5	1,33431E- 05	5	0,00012559 3	4
		RAT		RCI		RFP	
Corrélation de rang de Spearman		0,9		0,9		0,8	
Niveau de signification ²		0,019 *		0,019 *		0,052	

1 Il s'agit des variances liées aux rendements: de l'actif total (RAT), du capital investi (RCI) et des fonds propres (RFP).

2 Test unilatéral à droite.

* La corrélation est significative au niveau de signification de 0,05.

Pour ce tableau 5 qui présente les résultats du test de corrélation entre les classements (C) des 5 portefeuilles selon la variance (V) boursière ou comptable, tous les coefficients de corrélation sont très élevés (varient entre 0,8 et 0,9), positifs et statistiquement significatifs pour la corrélation entre la variance boursière et la variance des deux mesures de rendement comptables RAT et RCI mais non statistiquement significatif pour la corrélation avec la variance du RFP (niveau de signification = 0,052 qui est très proche de la probabilité de significativité égale à 0,05).

Tableau 6

Classement (C) des cinq portefeuilles selon le bêta boursier (β) et l'écart type (ET)
Comptable¹ pour la deuxième période (1998-2002)

Boursier		Comptable					
		RAT		RCI		RFP	
β	C	ET	C	ET	C	ET	C
1,089870003	1	0,00931937 4	1	0,01058840 3	1	0,01163814	1
0,415338893	2	0,00542412 7	2	0,00467999 6	4	0,00692268 2	3
0,277282454	3	0,00317835 6	5	0,00496204 9	3	0,00871386 1	2
0,157948561	4	0,00540315 5	3	0,00684966 4	2	0,00638100 4	4
0,096228155	5	0,00441408 5	4	0,00440358 5	5	0,00588290 9	5
		RAT		RCI		RFP	
Corrélation de rang de Spearman		0,7		0,6		0,9	
Niveau de signification ²		0,094		0,142		0,019 *	

1 Il s'agit de l'écart type des rendements: de l'actif total (RAT), du capital investi (RCI) et des fonds propres (RFP).

2 Test unilatéral à droite.

* La corrélation est significative au niveau de signification de 0,05.

Pour le tableau 6 qui présente les résultats du test de corrélation entre les classements (C) des 5 portefeuilles selon le bêta boursier (β) et l'écart type (ET) comptable, les coefficients de corrélation sont positifs, plus ou moins élevés (varient entre 0,6 et 0,9) mais non statistiquement significatifs pour l'écart type du RAT et RCI. En effet, à part la corrélation entre le bêta boursier et l'écart type du RFP qui est la plus élevée (0,9) et statistiquement significative, les deux autres coefficients ne sont pas significatifs.

Il faut noter à la fin de ce dernier test de corrélation entre le bêta boursier (β) et les écarts types comptables (ET) que les résultats sont très mitigés. En effet, les coefficients de corrélation sont variables et non tous statistiquement significatifs ce qui n'est pas le cas pour

ceux entre le rendement boursier et les mesures de rendement comptables et ceux entre la variance boursière et les variances comptables pour cette période d'étude. Zeghal et Meloche (1992) expliquent cette faiblesse des coefficients de corrélation entre le bêta boursier (β) et les écarts types comptables (ET) par rapport aux autres coefficients de corrélation par le fait que les mesures comptables du risque représentent des mesures totales alors que les bêtas représentent des mesures partielles du risque.

Ces derniers résultats nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle H_0 et d'accepter l'hypothèse H_1 c'est-à-dire qu'il existe une relation entre le choix, ou classement, des portefeuilles fondé sur les mesures boursières du rendement et du risque et le classement des portefeuilles fondé sur les mesures comptables correspondantes pour la deuxième période d'étude (1998-2002). Cependant, il faut noter que pour la corrélation entre le bêta boursier et les écarts types comptables, les résultats restent très mitigés.

III.3. Analyse comparative concernant les choix entre les deux périodes :

Après avoir présenté et analysé les résultats de chacune des deux périodes séparément, on va passer à une analyse comparative entre ces deux périodes dans le but de vérifier notre deuxième hypothèse de recherche à savoir :

H_2 : la cohérence entre les décisions fondées sur les données comptables et celle de même nature fondée sur des données boursières est plus importante après adoption du nouveau système comptable.

Dans cette analyse, on cherche à vérifier **si** la corrélation entre les choix boursiers et comptables de la deuxième période (ρ_2) **est supérieure** ($\rho_2 > \rho_1$) à celle de la première période (ρ_1). Les coefficients de corrélation de rang de Spearman et leur niveau de signification respectifs pour chacune des deux périodes sont récapitulés dans les tableaux 7, 8 et 9 ci après.

Tableau 7

Coefficients de corrélation entre les cinq portefeuilles selon le rendement moyen (R) boursier ou comptable pour chacune des deux périodes

	RAT (92-96)	RAT (98-02)	RCI (92-96)	RCI (98-02)	RFP (92-96)	RFP (98-02)
Corrélation de rang de Spearman	0,5	0,9	0,4	0,9	0,4	0,9
Niveau de signification	0,196	0,019 *	0,252	0,019 *	0,252	0,019 *

* La corrélation est significative au niveau de signification de 0,05.

A partir de ce tableau 7, on peut remarquer que tous les coefficients de corrélation de la deuxième période (ayant tous une valeur de 0,9) sont statistiquement significatifs et sont supérieurs à ceux de la première période qui sont tous non statistiquement significatifs.

Tableau 8

Coefficients de corrélation entre les cinq portefeuilles selon la variance (V) boursière ou comptable pour chacune des deux périodes

	RAT (92-96)	RAT (98-02)	RCI (92-96)	RCI (98-02)	RFP (92-96)	RFP (98-02)
Corrélation de rang de Spearman	0,7	0,9	0,3	0,9	0,1	0,8
Niveau de signification	0,094	0,019 *	0,312	0,019 *	0,436	0,052

* La corrélation est significative au niveau de signification de 0,05.

A partir du tableau 8, on peut remarquer aussi que les coefficients de corrélation de la deuxième période sont statistiquement significatifs à l'exception du RFP (niveau de signification = 0,052 qui est très proche de la probabilité de significativité égale à 0,05) et ils sont supérieurs à ceux de la première période qui varient entre 0,1 et 0,7 et qui sont tous non statistiquement significatifs.

Tableau 9

Coefficients de corrélation entre les cinq portefeuilles selon le bêta boursier (β) et l'écart type comptable (ET) pour chacune des deux périodes

	RAT (92-96)	RAT (98-02)	RCI (92-96)	RCI (98-02)	RFP (92-96)	RFP (98-02)
Corrélation de rang de Spearman	0,6	0,7	0,2	0,6	0,5	0,9
Niveau de signification	0,142	0,094	0,374	0,142	0,196	0,019 *

* La corrélation est significative au niveau de signification de 0,05.

Enfin, pour le tableau 9, on peut remarquer que pour la deuxième période le coefficient de corrélation est statistiquement significatif seulement pour RFP (pour RAT et RCI les coefficients de corrélation ne sont pas statistiquement significatifs), alors que pour la première période, tous les coefficients de corrélation ne sont pas statistiquement significatifs.

On peut dire à la fin que, l'hypothèse H_2 a été vérifiée c'est-à-dire que la corrélation entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes pour la deuxième période (ρ_2) **est supérieure** ($\rho_2 > \rho_1$) à la corrélation entre les choix basés sur les mesures boursières du rendement et du risque et ceux basés sur les mesures comptables correspondantes pour la première période (ρ_1). Toutefois, il faut préciser que cette hypothèse est rejetée pour la corrélation entre les choix basés sur le bêta boursier et ceux basés sur les écarts type du RAT et RCI.

IV. COHERENCE ENTRE LES MESURES CONCURRENTES DE PERFORMANCE AVANT ET APRES L'ADOPTION DU NSCT 97: TESTS

L'analyse sur les choix de portefeuilles a la lacune de considérer le rendement ou le risque isolément. Avec le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF), le rendement d'un portefeuille est jugé en fonction de son risque. Ainsi, une comparaison plus adéquate des données comptables avec les données du marché doit nécessairement porter sur les deux critères réunis c'est-à-dire en terme de performance.

Dans l'analyse qui suit, nous cherchons à voir **si** la performance des portefeuilles évaluée avec des mesures comptables s'avère cohérente avec la performance évaluée selon des mesures boursières avant et après adoption du NSCT 97 et **si** cette cohérence est plus importante après adoption du NSCT 97.

Pour la vérification de ces hypothèses, nous avons adopté les mesures boursières de performance de Treynor (1965), Sharpe (1966) et Jensen (1968), précédemment définis, qui reposent toutes les trois sur le MEDAF. Pour les mesures comptables de performance concurrentes de rendement par unité de risque, nous avons rapporté les divers rendements comptables à leur écart type respectif.

Pour vérifier la cohérence possible entre les mesures boursières et comptables de performance, nous avons constitué et ordonné nos portefeuilles selon les mesures boursières, puis nous avons calculé les trois ratios comptables correspondants de ces portefeuilles.

➤ Pour la première hypothèse H_1 qui examine l'existence d'une cohérence entre les mesures boursières et comptables de performance pour chacune des deux périodes :

-L'hypothèse nulle à vérifier se formule comme suit :

H_{01} : Il n'existe pas de relation (selon Spearman, $\rho = 0$) entre la performance des portefeuilles évaluée avec des données comptables et la performance correspondante selon les données boursières.

-Quant à l'hypothèse contraire voulant que :

H_0^{c1} : Il existe une relation ($\rho \neq 0$) entre les mesures boursières et comptables de performance, elle comporte un cas particulier qui nous intéresse, à savoir :

H_1 : Il existe une relation positive ($\rho > 0$) entre les mesures de performance mentionnées.

➤ Pour la deuxième Hypothèse H_2 qui examine l'importance de cette cohérence, si elle existe, entre les deux périodes d'étude c'est-à-dire (1992-1996) et (1998-2002):

-L'hypothèse nulle à vérifier se formule comme suit :

H_{02} : La corrélation entre les décisions d'évaluation de performance de portefeuille fondées sur les données comptables et celles fondées sur les données boursières pour la première période (ρ_1) **est égale** (selon Spearman, $\rho_1 = \rho_2$) à la corrélation entre les décisions d'évaluation de performance de portefeuille fondées sur les données comptables et celles fondées sur les données boursières pour la deuxième période (ρ_2).

-Quant à l'hypothèse contraire voulant que :

H_0^{c2} : La corrélation entre les décisions d'évaluation de performance de portefeuille fondées sur les données comptables et celles fondées sur les données boursières pour la première période (ρ_1) **est différente** ($\rho_1 \neq \rho_2$) de la corrélation entre les décisions d'évaluation de performance de portefeuille fondées sur les données comptables et celles fondées sur les données boursière pour la deuxième période (ρ_2), elle comporte un cas particulier qui nous intéresse, à savoir : H_2 : La corrélation entre les mesures boursières et comptables de performance pour la deuxième période (ρ_2) **est supérieure** ($\rho_2 > \rho_1$) à la corrélation entre les mesures boursières et comptables de performance pour la première période (ρ_1).

IV.1. Résultats concernant les performances pour la première période (1992-1996):

Les résultats de cette première période pour l'examen de la cohérence entre les mesures concurrentes de performances sont donnés par le tableau 10 ci-après.

Tableau 10

Performance (P) et classement (C) des cinq portefeuilles selon les données comptables¹ et boursières² pour la première période (1992-1996)

Boursières						Comptables					
Treynor		Sharpe		Jensen		RAT		RCI		RFP	
P	C	P	C	P	C	P = R/ σ	C	P = R/ σ	C	P = R/ σ	C
-0,04379360 9	1	-0,78364268 4	1	0,046220425 1	1	8,09643603 5	1	6,82522247 6	3	7,85687666 5	2
-0,05334810 7	2	-0,86393187 2	2	0,028846403 2	2	7,69008517 2	2	10,0118318 3	1	7,12695323 5	3
-0,06585944 1	3	-1,30478479 7	3	0,010446578 3	3	3,98972538 5	5	3,77262705 5	5	15,9407110 9	1
-0,07890225 8	4	-1,33531957 5	4	-0,00447956 4	4	5,48914865 2	3	4,64225625 5	4	7,02015062 4	4
-0,08935311 7	5	-1,63316288 5	5	-0,01439063 2	5	4,11788794 6	4	6,91800497 2	2	4,15072410 4	5
Corrélation de rang se Spearman ³						0,7		0,1		0,7	
Niveau de signification ⁴						0,094		0,436		0,094	

1 Nos mesures comptables de performance rapportent un rendement comptable (R) à son écart type estimatif (σ), où R égale selon le cas, le rendement moyen : de l'actif total (RAT), du capital investi (RCI) et des fonds propres (RFP).

2 Ce sont les mesures de performances de Treynor (1965), de Sharpe (1966) et de Jensen (1968).

3 Corrélation selon le classement boursier (**identique selon Treynor, Sharpe ou Jensen**) et le classement selon chacun des critères comptables.

4 Test unilatéral à droite.

Dans le tableau 10, il faut signaler que les trois mesures de performance boursières ont donné aux portefeuilles un classement identique. Ce tableau montre des coefficients de corrélation positifs (varient entre 0,1 et 0,7) mais non statistiquement significatifs.

Ces résultats nous mènent à rejeter l'hypothèse H_1 et accepter l'hypothèse nulle H_0 c'est-à-dire qu'il n'y a pas de relation entre la performance des portefeuilles évaluée avec des données

boursières et la performance évaluée avec des données comptables pour la première période d'étude (1992-1996).

Les deux résultats concernant la corrélation entre le choix boursier et comptable et la corrélation entre les mesures de performances concurrentes pour la première période d'étude, nous permettent de conclure que les données comptables s'avèrent peu utile à la décision de placement avant l'adoption du NSCT 97.

IV.2. Résultats concernant les performances pour la deuxième période (1998-2002):

Les résultats de cette deuxième période pour l'examen de la cohérence entre les mesures concurrentes de performances sont donnés par le tableau 11 présenté ci-après.

Ce tableau montre des coefficients de corrélation positifs, très élevés (varient entre 0,8 et 0,9) et statistiquement significatifs pour RAT et RFP mais non statistiquement significatif pour RCI (niveau de signification = 0,052 qui est très proche de la probabilité de significativité égale à 0,05).

Tableau 11

Performance (P) et classement (C) des cinq portefeuilles selon les données comptables¹ et boursières² pour la deuxième période (1998-2002)

Boursières						Comptables					
Treydor		Sharpe		Jensen		RAT		RCI		RFP	
P	C	P	C	P	C	P = R/σ	C	P = R/σ	C	P = R/σ	C
-0,07064445 8	1	-0,74591022 3	1	-0,01344049 6	1	11,2676272 7	1	5,47353214 7	2	10,1397545 6	1
-0,16463076 2	2	-0,98245922 1	2	-0,04062239 2	2	8,90148456 4	2	6,70635190 3	1	9,69082403 4	3
-0,20536694 9	3	-1,49355167 8	3	-0,05020065 2	3	4,31659227 6	4	4,84345617 7	3	9,85082775 3	2
-0,22714676 6	4	-1,67207442 5	4	-0,05211846 2	4	6,02202326 6	3	3,64601150 9	5	9,25636831 4	4
-0,25725658 1	5	-1,79098246 9	5	-0,05223558 3	5	4,20609893 5	5	3,65105047 7	4	8,80051308 5	5
Corrélation de rang se Spearman ³						0,9		0,8		0,9	
Niveau de signification ⁴						0,019 *		0,052		0,019 *	

1 Nos mesures comptables de performance rapportent un rendement comptable (R) à son écart type estimatif (σ), où R égale selon le cas, le rendement moyen : de l'actif total (RAT), du capital investi (RCI) et des fonds propres (RFP).

2 Ce sont les mesures de performances de Treynor (1965), de Sharpe (1966) et de Jensen (1968).

3 Corrélation selon le classement boursier (**identique selon Treynor, Sharpe ou Jensen**) et le classement selon chacun des critères comptables.

4 Test unilatéral à droite.

* La corrélation est significative au niveau de signification de 0,05.

Ces résultats nous mènent à rejeter l'hypothèse nulle H_0 et d'accepter l'hypothèse H_1 c'est-à-dire qu'il existe une relation entre la performance des portefeuilles évaluée avec des données boursières et la performance évaluée avec des données comptables pour la deuxième période.

Les deux résultats concernant la corrélation entre le choix boursier et comptable et la corrélation entre les mesures de performances concurrentes nous permettent de conclure que les données comptables s'avèrent utiles à la décision de placement après l'adoption du NSCT.

IV.3. Analyse comparative concernant les performances entre les deux périodes :

Dans cette analyse, on cherche à vérifier si La corrélation entre les mesures boursières et comptables de performance pour la deuxième période (ρ_2) est supérieure ($\rho_2 > \rho_1$) à la corrélation entre les mesures boursières et comptables de performance pour la première période (ρ_1). Les coefficients de corrélation et leur niveau de signification respectifs pour chacune des deux périodes sont récapitulés dans le tableau 12 ci-après.

Tableau 12

Coefficients de corrélation entre les performances des cinq portefeuilles selon les données boursières et les données comptables pour chacune des deux périodes

	RAT (92-96)	RAT (98-02)	RCI (92-96)	RCI (98-02)	RFP (92-96)	RFP (98-02)
Corrélation de rang de Spearman	0,7	0,9	0,1	0,8	0,7	0,9
Niveau de signification	0,094	0,019 *	0,436	0,052	0,094	0,019 *

* La corrélation est significative au niveau de signification de 0,05.

Pour ce tableau 12, on peut remarquer que tous les coefficients de corrélation de la deuxième période sont statistiquement significatifs à l'exception du RCI qui a un niveau de signification (0,052) très proche de la probabilité de significativité (0,05), alors que tous les coefficients de corrélation de la première période ne sont pas statistiquement significatifs.

Ces résultats nous permettent donc de rejeter l'hypothèse nulle H_{02} et d'accepter l'hypothèse H_2 c'est-à-dire que la corrélation entre les mesures boursières et comptables de performance pour la deuxième période (ρ_2) est supérieure ($\rho_2 > \rho_1$) à la corrélation entre les mesures boursières et comptables de performance pour la première période (ρ_1).

Cette analyse comparative des résultats de la corrélation entre les choix boursiers et comptables et des résultats de la corrélation entre les mesures de performance concurrentes entre les deux périodes, nous permet d'accepter dans l'ensemble notre hypothèse de recherche à savoir la cohérence entre les décisions de placement fondées sur les données comptables et celles de même nature fondées sur les données boursières est plus importante après adoption du NSCT 97. En d'autre terme, les données comptables s'avèrent plus utiles à la décision de placement après adoption du NSCT 97.

V. CONCLUSION :

Le principal objectif de cette étude était de vérifier l'utilité, éventuelle, des données comptables dans la décision de placement et de voir s'il y a une amélioration de cette décision après l'adoption du NSCT 97. Pour atteindre notre objectif de recherche, on a adopté comme cadre d'analyse le domaine particulier de gestion de portefeuille en examinant l'association entre des décisions de placement basées sur des données comptables et des décisions de même nature basées sur des données boursières avant et après adoption du NSCT 97.

Nous avons trouvé que les critères comptables mènent à des décisions de choix de portefeuilles et de classement de performance qui s'avèrent statistiquement non cohérentes avec les décisions prises selon des données boursières avant l'adoption du NSCT 97 et statistiquement cohérentes après l'adoption du NSCT 97. Nos tests cautionnent donc le recours aux données comptables en matière de placement après l'adoption du NSCT 97. Cette caution est d'autant plus bienvenue que l'absence de données boursières est fréquente pour la majorité des entreprises tunisiennes non cotées à la BVMT.

Toutefois, le nombre réduit d'entreprises constamment cotées à la BVMT est une limite très importante de notre recherche. Nous souhaitons que des recherches futures seront réalisées sur un échantillon plus large.

La tâche demeure d'étendre la validation pour toutes les entreprises tunisiennes et probablement à d'autres modèles ou autres contextes de décisions.

Bibliographie

- Antle R, « Intellectual Boundaries in Accounting Research », *Accounting Horizons*, pp. 103-109, 1989.
- Balkaoui A, « Accounting Determinants of Systematic Risk in Canadian Common Stock: a multivariate Approach » *Accounting and Business Research*, pp. 63-80, 1978.
- Barlev B et Livnat J, « The Information Content of Fund-Statement Ratios », *Journal of Accounting Auditing and Finance* 3, pp. 411-433, 1990.
- Base de données de la Bourse des valeurs mobilières de Tunis 2003.
- Base de données du ministère des finances 2003.
- Chambers R, « Securities and Obscurities », Australia: Grower Press, 1983.
- Charreaux G, « Gestion Financière », 3^e éd, 1993.
- Collins D, Kothari S, Shanken J et Sloan R, « Lack of timeliness versus noise as explanations for low contemporaneous return-earnings association », *Journal of Accounting and Economics* 18, pp. 289-324, 1994.

- Core J, Holthausen R et Larcker D, « Corporate Governance, chief executive officer compensation and firm performance », *Journal of Financial Economic* 51, pp. 371-406, 1999.
- Deegan G, « Financial Accounting Theory » édition 2001.
- Dumontier P et Labelle R, « Accounting earnings and firm valuation: the French case », *The European Accounting Review*, pp.163-183, 1998.
- Easton P et Harris T, « Earnings as an explanatory variable for returns », *Journal of Accounting Research* 29, pp. 19-36, 1991.
- Easton P, Harris T et Ohlson J, « Aggregate accounting earnings can explain most of security returns: the case of long event windows », *Journal of Accounting and Economics* 15, pp. 119-142, 1992.
- Foster G, « Financial Statement Analysis », Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 1986.
- Freeman M, « Manual of Indoor Photography », 1983.
- Gonedes N, « Income Smoothing Behavior under Selected Stochastic Processes », *Journal of business*, pp. 570-584, 1972.
- Gordon M, « Postulates, Principles and Research in Accounting », *The accounting Review*, vol 39, pp. 251-263, 1964.
- Jacobson R, « The validity of ROI as measure of business performance» *The American Economic Review*, pp. 470-478, June 1987.
- Jensen M, « The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964 », *Journal of Finance*, Mai 1968.
- Kothari S, « Capital Markets Research in Accounting », *Journal of Accounting and Economics* N° 31, 2001.
- Lev B, « On the usefulness of earnings and earnings research: lessons and directions from two decades of empirical research », *Journal of Accounting Research*, supplement, pp. 153-201, 1989.
- Mabkhout A, « Le système comptable des entreprises et le système d'information de gestion », *Revue Comptable et Financière* N° 45, 3^{ème} trimestre, pp. 19-27, 1999.
- Markowitz H. M, « Portfolio selection », *Journal of Finance*, vol 7, N°1, pp. 77-91, Mars 1952.
- Markowitz H. M, « Portfolio selection: Efficient Diversification of Investments », New York, John Wiley et Sons, 1959.
- Ocasio W, « Political Dynamics and the Circulation of Power: CEO Succession in US, Industrial Corporations, 1960-1990 », *Administrative Science Quarterly* 39, pp. 285-312, 1994.

- Ohlson J, « Earnings, book values and dividends in equity valuation », *Contemporary Accounting Research* 11, pp. 661-687, 1995.
- Omri A et Bennaceur S, « Gestion Financière », Edition la Maghrébine pour l'impression, 1999.
- Ronene J et Sadan S, « Smoothing Income Numbers », Addison Wesley, Reading, Mass., 1981.
- Scherer F, « Industrial Market Structure and Economic Performance », 3 éd, Rand McNally, Chicago, chap. 9, 1988.
- Sharpe W, « A Simplified Model For Portfolio Analysis », *Management Science*, January, pp. 177-193, 1963.
- Sharpe W, « Capital Asset Price: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk » *Journal of Finance*, vol 19, pp. 425-442, September 1964.
- Sharpe W, « Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, January, pp. 119-138, 1966.
- Site Internet de la Bourse de Valeur Mobilière de Tunis, 2003.
- Solomons W, « Economic and Accounting Concepts of Income », *Accounting Review*, vol 36, pp. 374-383, 1961.
- Sterling R, « Asset Valuation and Income Determination: A Consideration of the Alternatives », Scholars Book Co., Houston, Texas, 1971.
- Treynor J, « How to Rate Management of Investments Funds », *Harvard Business Review*, February, 1965.
- Vernimmen P, « Finance d'entreprise » édition Dalloz gestion 2002.
- Walsh F, « Measuring Business Performance », New York, The Conference Board, 1984.
- Watts R et Zimmerman J, « Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards », *The Accounting Review*, pp. 112-134, 1978.
- Yaich A, « Réforme Comptable : Evaluation du plan comptable 1968 » *Revue Comptable et Financière* N° 24, 2^{ème} trimestre, pp. 18-21, 1994.
- Yaich A, « Le nouveau système comptable et l'utilité de l'information financière à la prise des décisions économiques », *Revue Comptable et Financière* N° 38, 4^{ème} trimestre, pp. 67-69, 1997.
- Zeghal D, « La comptabilité en période de changement de prix », Monographie de recherche n° 9, la Fondation de recherche de l'Association des comptables généraux licenciés du Canada, 1984.

- Zeghal D et Meloche H, « L'utilité des données comptables dans les décisions de sélection et d'évaluation de performance de portefeuille », document de travail n° 91-14, Université d'Ottawa, 1991.
- Zeghal D et Meloche H, « L'utilité des données comptables dans les décisions de placement », *Revue FINECO*, 1^e Semestre, pp. 13-25, 1992.
- Zmijewski M et Hagerman R, « An Income Strategy Approach to the Positive Theory of Accounting Standard Setting Choice », *Journal of Accounting and Economics*, pp. 129-149, 1981.