



HAL
open science

LES COURS BOURSIERS ET LES PREVISIONS DE RENTABILITE DES ANALYSTES SONT-ILS EN PHASE?

Pascal Alphonse, Michel Levasseur, Xia Zhang

► **To cite this version:**

Pascal Alphonse, Michel Levasseur, Xia Zhang. LES COURS BOURSIERS ET LES PREVISIONS DE RENTABILITE DES ANALYSTES SONT-ILS EN PHASE?. Comptabilités et innovation, May 2012, Grenoble, France. pp.cd-rom. hal-00690947

HAL Id: hal-00690947

<https://hal.science/hal-00690947>

Submitted on 24 Apr 2012

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.

LES COURS BOURSIERS ET LES PREVISIONS DE RENTABILITE DES ANALYSTES SONT-ILS EN PHASE?

Pascal ALPHONSE¹Michel LEVASSEURXiaZHANG
Univ. Lille Nord de France, F-59000 Lille, France – LSMRC²
European Centre for Corporate Control Studies

Première version: décembre2011

¹ Auteur correspondant. *Adresse électronique* : pascal.alphonse@univ-lille2.fr

² Cette recherche a bénéficié du soutien de la Faculté de Finance, Banque, Comptabilité – USDL et de SKEMA Business School. Les auteurs ont bénéficié des commentaires d'Eric de Bodt. Les erreurs et omissions restent de leur entière responsabilité.

Résumé : Nous nous intéressons à l'influence de la spécification de la croissance attendue des bénéfices sur l'évaluation des actions. Nous présentons un modèle d'évaluation permettant d'apprécier les relations entre le cours boursier, le résultat net par action prévu par les analystes, la croissance à court terme attendue et la valeur comptable des capitaux propres. Les résultats empiriques indiquent notamment que le lien avec la croissance attendue à court terme s'avère d'une intensité très variable, comme le laisse prévoir le modèle théorique. Plus spécifiquement, après avoir connu une longue période de faible association avec la rentabilité espérée et la croissance attendue, les cours boursiers des entreprises américaines apparaissent depuis 2006 beaucoup plus en phase avec les prévisions.

Mots clés : Bénéfice – Valorisation – Capitaux propres – Croissance – Prévisions.

Abstract : In this paper we propose a new analysis of the association between the growth of the earnings per share (eps) as reflected in analysts' forecasts, the book value of equity, the eps and the market value of equity. Specifically, we motivate and introduce a new specification of the dynamics of the growth in eps and test its implications in equity valuation. Our empirical results support the predictions of the valuation model and appear consistent with the time varying level of association between the stock prices, the eps and the growth in eps.

Key words : EPS – Stock valuation – Book value of equity – Growth – Earnings forecasts.

1 Introduction

En matière d'évaluation d'entreprise, le recours à des inducteurs comptables pour proposer des valeurs relatives est fréquent. Parmi les plus usités dans la communauté financière, figure le résultat attendu. Par exemple, la comparaison du résultat net prévu et du cours boursier est à la base d'un des ratios financiers les plus populaires, le P/E ratio. D'autres inducteurs ont pu donner naissance à divers ratios. La croissance attendue du résultat est incorporée dans le calcul du PEG ratio. La valeur comptable de l'action intervient dans le Market to Book ratio (MBR). Généralement, chacun de ces ratios (ou d'autres comme l'EBIT to Value ratio, l'EBITDA to value ratio ou encore le Sales to Value ratio pour ne citer que les plus communs) donne lieu à une exploitation uni-variée dans les rapports d'expertise. On procède par estimation de moyenne ou de médiane sur des échantillons de comparables. Les mesures obtenues sont confrontées. Des efforts de mise en cohérence sont ensuite déployés. L'aboutissement se concrétise par une synthèse ad hoc. Le lien entre ces ratios et les valeurs d'entreprise a été mis en évidence dans la littérature académique comme Liu, Nissim, & Thomas(2002).

Les déterminants de ces ratios ont fait l'objet de nombreuses modélisations. La démarche généralement adoptée repose sur un postulat de base : la valeur est égale à la somme actualisée des cash-flows attendus. Ensuite, selon les modèles,viennent un ensemble d'hypothèses jointes plus ou moins restrictives (croissance des résultats à taux constant, politique de rétention figée ou taux de rentabilité fixes ...). Damodaran(2002) fournit dans son ouvrage un tableau très complet des résultats obtenus en suivant cette technique.

L'utilisation simultanée de deux inducteurs est plus rare. Même si elle est déjà présente dans des méthodes heuristiques, comme la méthode dite des praticiens, elle n'apparaît dans la littérature académique de manière formalisée qu'avec Ohlson (1995).Son modèle R.I.M., fondé sur la notion de résultat résiduel, fournit un lien théorique simple entre la valeur d'une action et les deux inducteurs que sont la valeur comptable et le résultat attendu. Dans une autre veine, le modèle A. E. G. de Ohlson et Juettner-Nauroth (2005) suggère une relation entre la valeur de l'action, le résultat attendu et sa croissance espérée à court terme. Il faut cependant convenir que les approches multi-variées ne semblent pas avoir reçu un grand succès en pratique, même si on trouve des propositions empiriques en ce sens chez Damodaran(2002), par exemple.

L'objectif de ce papier est double. Au plan théorique, il vise à expliciter le rôle joué par la croissance attendue des résultats aux côtés de la rentabilité espérée et des capitaux comptables engagés. Nous développons à cet effet un modèle analytique d'évaluation qui reprend les caractéristiques communes à cette littérature (croissance à long terme stable, rentabilité résiduelle décroissante, dynamique particulière de la croissance à court terme). Nous ajoutons deux hypothèses supplémentaires concernant la croissance attendue des résultats et celle des capitaux comptables. La dynamique attendue à court terme ne peut pas se maintenir indéfiniment et le taux de croissance tend progressivement vers celui de long terme. Cette modélisation permet d'établir une relation entre la valeur de l'action et trois inducteurs, le

bénéfice par action attendu, sa croissance espérée à court terme et la valeur comptable de l'action. Au plan empirique, nous proposons de tester ce modèle sur des sociétés dont les performances prévues par les analystes étaient particulièrement favorables : leurs espérances de rentabilité étaient positives et des augmentations étaient attendues à court terme pour leur bénéfice par action. Si la croissance du résultat est un inducteur pertinent en matière de valorisation, on doit s'attendre plus particulièrement pour ces firmes à une association entre leurs cours boursiers et des mesures aussi bien de la rentabilité espérée que de la variation anticipée du bénéfice par action. Le test est conduit sur une période de 20 ans pour des sociétés cotées aux USA pour lesquelles les prévisions des analystes sont les plus disponibles.

La section 2 de ce papier propose un exposé des principes qui gouvernent notre analyse. La section 3 développe un modèle d'évaluation original. La section 4 expose les résultats de l'étude empirique. La section 5 conclut.

2 Prémisses

Notre point de départ est commun à toute la littérature du domaine. La valeur d'une action est définie comme la somme des cash-flows attendus actualisés :

$$P_0 = \int_0^{+\infty} CF(t) \cdot e^{-k \cdot t} dt \quad (1)$$

où $CF(t)$ est une mesure d'un flux de fonds revenant à l'actionnaire et k est le taux d'actualisation requis. Nous conserverons par la suite une présentation en temps continu moins habituelle pour ce genre de problème mais plus facile à utiliser pour les développements analytiques.

Mais, il convient de remarquer que les analystes financiers fournissent plus volontiers des prévisions de résultat que de cash-flows. Par ailleurs, le résultat attendu est considéré par les praticiens comme un des inducteurs de valeur les plus pertinents. Passer d'une prévision de cash-flows à une prévision de résultats nécessite la prise en compte d'une mesure des besoins futurs en capital. Chez Ohlson(1995), par exemple, le lien nécessaire est établi à travers la relation dite de clean surplus. Nous adoptons une convention similaire exprimée en temps continu :

$$CF(t) = X(t) - B'(t) \quad (2)$$

où $X(t)$ est une mesure du flux de résultat attendu et $B'(t)$ la dérivée du stock de capital.

Ainsi, nous écrirons de manière générale par la suite :

$$P_0 = \int_0^{+\infty} [X(t) - B'(t)] \cdot e^{-k \cdot t} dt \quad (3)$$

Pour éclairer la logique de notre approche, nous commencerons par développer quelques résultats dans un cadre standard qui se résume à deux hypothèses fondamentales :

H1.1 : croissance constante du résultat $X(t) = X_0 \cdot e^{g \cdot t}$

H1.2 : rentabilité marginale constante (ROE marginal) $X'(t)/B'(t) = R_0$

La valeur de l'action s'écrit alors :

$$P_0 = \int_0^{+\infty} \left[X_0 \cdot e^{g \cdot t} - \frac{g}{R_0} \cdot X_0 \cdot e^{g \cdot t} \right] \cdot e^{-k \cdot t} dt$$

soit encore

$$P_0 = \frac{X_0 \cdot \left[1 - \frac{g}{R_0} \right]}{k - g} \quad (4)$$

L'équation (4) est un standard de la littérature. Notons que dans le cas particulier où $R_0 = k$, elle se réduit à :

$$P_0 = \frac{X_0}{k}$$

Le terme de croissance n'intervient plus dans l'évaluation car cette croissance ne crée pas de valeur.

Aussi, est-il préférable de manière plus générale de réécrire le modèle en posant $\frac{1}{R_0} = \frac{1}{k} +$

$\left[\frac{1}{R_0} - \frac{1}{k} \right]$:

$$P_0 = \frac{X_0 \cdot \left[1 - \frac{g}{k} \right]}{k - g} + \frac{X_0 \cdot \left[\frac{g}{k} - \frac{g}{R_0} \right]}{k - g}$$

$$P_0 = \frac{X_0}{k} + \frac{X_0 \cdot g}{k \cdot (k - g)} \cdot \left[\frac{R_0 - k}{R_0} \right] \quad (4')$$

La croissance du résultat $X_0 \cdot g$ intervient dans l'évaluation. Mais pour capter son effet, il est nécessaire de disposer conjointement d'une mesure du ROE marginal attendu R_0 . Les deux éléments sont indissociables. Par ailleurs, ce modèle possède de sévères limites :

- la croissance est constante ;
- le ROE marginal est constant.

3 Le modèle à croissance variable des résultats attendus :

L'idée générale est de distinguer pour la croissance du résultat et pour le ROE un court terme et un long terme avec un ajustement progressif. Ces deux hypothèses trouvent un fondement dans la littérature théorique, tout en adoptant un traitement spécifique.

La distinction entre croissance normale et croissance anormale a été par exemple proposée par Ohlson et Juettner-Nauroth (2005) ou Ohlson et Gao (2006). La croissance normale du résultat vient selon eux du réinvestissement du résultat non distribué au coût du capital. La croissance anormale est égale au solde et est supposée évoluer à un taux constant dans le temps (son estimation est particulièrement problématique). Ce modèle a eu des applications dans la littérature empirique, comme chez Gode & Mohanram(2003). Mais, il présente la caractéristique défavorable de fournir des estimations très surévaluées(Penman, 2005).

L'hypothèse selon laquelle un ROE élevé ne peut être soutenu sur une longue période est présente aussi bien dans les développements théoriques qui composent les modèles RIM³ (Ohlson(1995), Feltham&Ohlson(1995) par exemple) que dans les travaux empiriques qui s'appuient directement sur cette littérature, comme ceux de Claus & Thomas (2001), Gebhardt, Lee &Swaminathan(2001) ou Callen&Segal(2005). Ils ont ainsi conduit à supposer implicitement que les évolutions à court terme et à long terme des ROE diffèrent. Le cadre de la modélisation que nous proposons de retenir contient l'hypothèse d'une convergence progressive du ROE vers une limite finie qui peut être supérieure ou égale au coût du capital employé (élimination de rentes dans ce dernier cas). Le mécanisme de convergence auquel nous avons recours repose sur deux mécanismes spécifiques appliqués aux évolutions des résultats et des capitaux propres comptables. La variation de ces deux entités est de type « meanreverting ». Par exemple, pour la croissance des résultats, nous supposons que la dérivée seconde de la fonction qui décrit le résultat instantané est négativement liée à la différence entre la dérivée première (croissance instantanée du résultat) et une quantité représentant la croissance à long terme.

Formellement, nous posons la dynamique suivante (voir l'annexe pour les développements techniques) : $X''(t) = -\delta \cdot [X'(t) - \gamma_1 \cdot X(t)]$ où δ mesure la force de la convergence de la croissance à court terme vers celle de long terme. La résolution de cette équation différentielle permet de retenir une fonction décrivant la dynamique du résultat cohérente avec une croissance différenciée dans le temps. Nous avons procédé de même pour les capitaux propres en écrivant : $B''(t) = -\omega \cdot [B'(t) - \beta_1 \cdot B(t)]$. Le tableau n°1 résume les principaux paramètres utilisés dans la modélisation qui suit.

Nous proposons les trois hypothèses suivantes :

$$\text{Hypothèse 2.1 (H2.1): } X(t) = X_0 \cdot \left[1 + \frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta} \right] \cdot e^{g \cdot t} - X_0 \cdot \left[\frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta} \right] \cdot e^{-(g + \delta) \cdot t} \quad (5a)$$

L'exposé détaillé et le développement analytique qui conduit à cette hypothèse sont donnés en annexe.

³Voir par exemple (Lo & Lys, 2000) pour une évaluation de la contribution de ces modèles.

$$\text{Hypothèse 2.2 (H2.2): } B(t) = B_0 \cdot \left[1 + \frac{\beta_0 - g}{2 \cdot g + \omega}\right] \cdot e^{g \cdot t} - B_0 \cdot \left[\frac{\beta_0 - g}{2 \cdot g + \omega}\right] \cdot e^{-(g + \omega) \cdot t} \quad (5b)$$

Les capitaux propres $B(t)$ suivent une trajectoire de même type mais avec une vitesse initiale β_0 et une décélération particulière ω .

$$\text{Hypothèse 2.3 (H2.3): } \frac{X_0 \cdot \left[1 + \frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta}\right]}{B_0 \cdot \left[1 + \frac{\beta_0 - g}{2 \cdot g + \omega}\right]} = r \quad (5c)$$

Cette troisième hypothèse assure la convergence du ROE vers une limite finie. Un cas particulier peut être étudié par la suite : $r = k$ où k représente le coût des capitaux propres. Alors, la comptabilité peut être considérée comme asymptotiquement sans biais.

Le modèle que nous développons a pour fondement l'équation (3) comme pour les modèles RIM :

$$P_0 = \int_0^{+\infty} [X(t) - B'(t)] \cdot e^{-k \cdot t} dt \quad (3)$$

A partir de H2.2 et H2.3, il vient :

$$B(t) = \frac{X_0}{r} \cdot \left[1 + \frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta}\right] \cdot e^{g \cdot t} - \left\{ \frac{X_0}{r} \cdot \left[\frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta}\right] + \left[\frac{X_0}{r} - B_0\right] \right\} \cdot e^{-(g + \omega) \cdot t} \quad (6)$$

D'où :

$$B'(t) = g \cdot \frac{X_0}{r} \cdot \left[1 + \frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta}\right] \cdot e^{g \cdot t} + (g + \omega) \cdot \left\{ \frac{X_0}{r} \cdot \left[\frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta}\right] + \left[\frac{X_0}{r} - B_0\right] \right\} \cdot e^{-(g + \omega) \cdot t} \quad (7)$$

Après calcul et simplification de (3) en introduisant (5a) et (7), il apparaît que :

$$P_0 = X_0 \cdot \frac{1}{k + g + \omega} \cdot [1 - g \cdot C] + \gamma_0 \cdot X_0 \cdot C \cdot \frac{1}{k + g + \omega} + B_0 \cdot \frac{g + \omega}{k + g + \omega} \quad (8)$$

$$\text{avec } C = [\delta - \omega] \cdot \frac{1}{k + g + \delta} + \left[\frac{r - k}{r}\right] \cdot \frac{1}{k - g} \cdot \frac{2 \cdot g + \omega}{2 \cdot g + \delta}$$

L'équation (8) fournit une explicitation de la nature de l'association entre la valeur boursière, le résultat attendu, la croissance espérée à court terme du résultat et la valeur comptable. Le point nouveau est que la croissance espérée n'est pas seulement fonction du terme de création de valeur à long terme $\left[\frac{r - k}{r}\right]$ mais aussi de l'écart des forces de décélération $[\delta - \omega]$ qui caractérisent la croissance des résultats et celle des capitaux comptables. Indirectement, ce dernier terme prend en compte l'évolution attendue du ROE. Une valeur élevée de ω

implique, vu l'hypothèse H2.3, une croissance très vive mais peu persistante des capitaux propres et donc un ajustement rapide du ROE vers sa limite. Cette croissance forte à court terme des capitaux propres est source d'un besoin important de capitaux et réduit la valeur financière de la firme.

Le signe du paramètre C est ambigu, surtout si la comptabilité est asymptotiquement sans biais : $r = k$. Son étude en devient un point intéressant au plan empirique. En tout état de cause, ce modèle interroge l'utilisateur sur la pertinence d'un ratio comme celui du PEG en matière d'évaluation relative.

L'équation (8) peut aussi être écrite comme :

$$P_0 = X_0 \cdot \frac{1}{k} \cdot \left\{ 1 + C \cdot (\gamma_0 - g) \cdot \frac{k}{k+g+\omega} - \left[\frac{R_0 - k}{R_0} \right] \cdot \frac{g+\omega}{k+g+\omega} \right\} (8')$$

Suivant cette expression, le P/E ratio est égal au P/E de base $\left(\frac{1}{k}\right)$, multiplié par un plus les effets d'un facteur de croissance exceptionnelle $C \cdot (\gamma_0 - g) \cdot \frac{k}{k+g+\omega}$ et d'un effet négatif dû à l'atténuation de la rentabilité résiduelle $\left[\frac{R_0 - k}{R_0} \right] \cdot \frac{g+\omega}{k+g+\omega}$ où $R_0 = \frac{X_0}{B_0}$

On observe que, pour de nombreuses firmes, la variation anticipée des résultats est relativement modeste en comparaison de ce qu'on peut attendre du réinvestissement des bénéfices mis en réserve. Cette observation est compatible avec nos hypothèses selon lesquelles la dynamique des résultats subit l'influence de deux forces opposées : un accroissement venant du réinvestissement des bénéfices et une diminution provenant de la disparition d'une partie du résultat résiduel. L'équation (9) retrace parfaitement ce phénomène :

$$X'(t) = rB'(t) + X_0 \cdot \frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta} \cdot \left[(g + \delta) \cdot e^{-(g+\delta) \cdot t} - (g + \omega) \cdot e^{-(g+\omega) \cdot t} \right] - (g + \omega) \cdot [X_0 - r \cdot B_0] \cdot e^{-(g+\omega) \cdot t} \quad (9)$$

La quantité $X'(t) - rB'(t)$ peut être comparée à « l'abnormal earning growth » d'Ohlson et Juettner-Nauroth (avec l'hypothèse restrictive supplémentaire de $r = k$). On peut constater à partir de (9) que cette croissance « anormale » au sens d'OJN suit une dynamique différente de celle qu'ils ont postulée. En ce sens, le modèle que nous proposons diffère sensiblement du leur.

Pour conclure cette modélisation, nous pouvons remarquer que dans le cas particulier où la comptabilité est asymptotiquement sans biais ($r = k$), l'équation (8) se simplifie en :

$$P_0 = \frac{X_0}{k} \cdot \frac{k}{k+g+\omega} + \frac{X_0 \cdot (\gamma_0 - g)}{k} \cdot \frac{\delta - \omega}{k+g+\delta} \cdot \frac{k}{k+g+\omega} + B_0 \cdot \frac{g+\omega}{k+g+\omega} (8'')$$

Il est intéressant de noter qu'on retrouve ainsi une forme voisine d'un modèle très ancien de valorisation, celui de la méthode dite des praticiens qui consistait en une moyenne pondérée

d'une valeur de bilan et d'une capitalisation de résultat. Intervient en sus ici un terme de croissance exceptionnelle, non au sens d'OJN mais au sens plus naturel d'un excès de croissance par rapport à la croissance de long terme.

4 Etude empirique

Le modèle proposé à travers l'équation (8) permet de tester une relation entre trois ratios comptables : le Market to Book ratio (MBR), le Return on Equity (ROE) et enfin un ratio spécifique à cette étude mesurant la croissance espérée du résultat (CER). En divisant les deux membres de l'équation (8) par la valeur comptable par action B_0 , on obtient :

$$MBR = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot ROE + \alpha_2 \cdot CER \quad (10)$$

Ce papier s'inscrit dans la lignée de travaux comme ceux de Easton, Taylor, Shroff et Sougiannis(2002) mais avec une perspective supplémentaire, celle d'étudier le rôle spécifique de la croissance à court terme attendue par les analystes. Nous proposons un test de ce modèle sur un échantillon d'entreprises américaines pour lesquelles les prévisions de résultats par action sont les plus disponibles et sur la période 1991-2010 qui nous permet de prendre en compte des conditions de marché très différentes : forte hausse sur la première décennie, forte volatilité sur la seconde.

<insérer le graphe n°1>

4.1 Constitution de l'échantillon :

Notre échantillon, a été constitué à partir des informations disponibles début novembre 2011⁴ dans la base Thomson Financial AccountingResearch Data et couvrant les firmes américaines pour lesquelles des prévisions de résultats par action sont disponibles au sein du consensus IBES. Le nombre d'entreprises retenues (19 161 entreprise/année) est croissant de 298 en 1991 à 2 022 en 2010. Ceci peut tenir à la fois à une meilleure couverture par IBES et à un biais du survivant sensible dans cette base.

Afin de limiter les effets dus à l'asynchronisme des données⁵, nous avons retenu les seules entreprises dont la fin d'exercice était le 31 décembre. Les observations perdues sont peu nombreuses : 235.

Comme nous devons estimer une relation qui présuppose des valeurs positives pour les variables valeur comptable de l'action et résultat net par action, nous avons éliminé 568 cas pour lesquels l'item WS.BookValuePerShare était négatif. Concernant le résultat par action attendu, nous avons retenu en décembre l'item IBH.EPSMeanFYR2 qui intéresse la prévision concernant l'exercice à venir. Pour 2 154 cas, les montants attendus étaient négatifs. Ils ont

4 Il est possible que certaines informations aient été modifiées ex post par le fournisseur de données.

5 A titre d'exemple, Thomson Financial nomme comme année 2007 l'année civile pour une société dont la fin d'exercice est le 31 décembre 2007 et la période 1 avril 2006 – 31 mars 2007 pour une entreprise dont la fin d'exercice est le 31 mars. En l'occurrence, les deux périodes si elles possèdent le même nom ne partagent que 3 mois en commun.

été éliminés et l'échantillon total a été réduit à 16 204 firmes / année. La croissance attendue des résultats par action a été mesurée à travers la différence entre les items IBH.EPSMeanFYR3 et IBH.EPSMeanFYR2. Dans 1 435 cas, cette variation espérée était négative. Elles ont été omises.

< Insérer le tableau n°2 >

Les 3 variables étudiées (MBR, ROE et CER) ont été calculées comme suit :

$$MBR = \frac{WS.PriceClose}{WS.BookValuePerShare}$$

$$ROE = \frac{IBH.EPSMeanFYR2}{WS.BookValuePerShare}$$

$$CER = \frac{IBH.EPSMeanFYR3 - BH.EPSMeanFYR2}{WS.BookValuePerShare}$$

Afin de limiter l'impact potentiel de valeurs extrêmes, nous avons éliminé tous les cas pour lesquels un ou plusieurs de ces ratios appartenaient aux 5% les plus petits ou les plus grands. L'usage de cette règle a réduit l'échantillon final à 11 512 firmes/ année.

4.2 Statistiques descriptives

Les valorisations boursières ont beaucoup évolué sur cette période puisque l'indice S & P 500 passe de 417 à 1 257. Le ratio MBR est loin d'avoir connu une telle progression puisque sa moyenne (médiane) passe de 2,213 (1,865) en 1991 à 2,320 (1,951) en 2010. Il faut cependant remarquer son niveau élevé en 1999 avec une moyenne de 3,787 et une médiane de 2,574 qui laisse entrevoir également un renforcement de l'asymétrie de la distribution. La bulle internet a certainement contribué à faire apparaître des cas de valorisations très fortes qui n'ont pas été éliminées lorsque nous avons tronqué l'échantillon des 5% les plus extrêmes. Au plus bas, en 2008, le ratio moyen MBR vaut 1,820 pour une médiane de 1,497.

<Insérer le graphe n° 2>

Le suivi des entreprises de notre échantillon par les analystes n'est pas homogène. Le consensus IBES repose dans certains cas sur peu d'observations (de 1 à 5) et dans d'autres sur des échantillons très larges (plus de 35). La moyenne du nombre d'analystes est plus faible

sur la période récente 10,5 en 2010 qu'au début (16,2 en 1991). Les cas les plus fréquents aussi bien pour la période 1991-2000 que pour 2001-2010 sont ceux où le nombre d'analystes est compris entre 6 et 25.

<Insérer le graphe n° 3>

La rentabilité anticipée par les analystes est mesurée par le ratio ROE, fonction du résultat par action anticipé pour l'exercice à venir et les capitaux propres comptables par action. L'évolution de ce ratio sur la période 1991-2000 est particulièrement marquée. La moyenne (médiane) passe de 0,532 (0,398) en 1991 à 0,261 (0,215) en 2000 et 0,141 (0,124) en 2010. Trois raisons peuvent être invoquées : des performances plus élevées au début années 90, un biais d'optimisme plus marqué chez les analystes, une évolution dans la composition de l'échantillon.

<Insérer le graphe n° 4>

L'optimisme des analystes a pu évoluer tout au long de cette période. L'intégrité des recommandations des analystes est même apparue plus élevée après la réglementation FD imposée en octobre 2000 par la S.E.C. (Ertimur, Sunder, & Sunder, 2007). Cependant, cet événement ne fournit des éléments d'explication que pour la chute constatée après 2000.

La répartition sectorielle évolue selon la période d'étude. Si les 10 secteurs les mieux représentés au total totalisent de 58% à 59% des observations sur chacune des sous-périodes, leurs poids fluctuent quelque peu. Ainsi les « Utilities » regroupent 15% des cas entre 1991 et 1995 contre 5% seulement entre 2001 et 2005. Cette surpondération n'explique cependant pas le résultat observé. En effet, la moyenne des ROE pour ce secteur est de 0,277 en 1991 contre 0,532 pour la moyenne générale.

<Insérer le graphe n° 5>

Nous avons calculé les ROE réalisés pour la période 1991-2009 (les résultats de 2011 étaient encore inconnus lors de la réalisation de l'étude). Pour maintenir les termes de la comparaison, nous avons estimé, par exemple, la réalisation du ROE attendu en 1991 en divisant le bénéfice par action réalisé (variable WS.EPS) en 1992 par la valeur comptable de l'action au 31/12/1991. Le graphe n°6 montre que la réalisation du ROE suit une forte diminution sur la période. De même, on observe un biais systématiquement négatif entre les valeurs réalisées et les valeurs prévues, qui a tendance, il est vrai, à se réduire sur la période. Au total, la forte diminution constatée entre 1991 et les années 2000 ne s'explique que partiellement par la réduction de l'optimisme constaté chez les analystes financiers. Elle doit trouver son origine, soit dans un changement des performances des entreprises, soit dans une évolution des règles comptables.

<Insérer le graphe n° 6>

Comme le montre le graphe n°7, la variable CER a connu également un profond déclin sur cette période passant d'une moyenne (médiane) de 0,108 (0,070) en 1991 à 0,028 (0,023) en 2010. La diminution est régulière tout au long des 20 années.

<Insérer le graphe n° 7>

On peut s'interroger sur le poids de la réduction de l'optimisme des analystes financiers sur son évolution. En effet, on pourrait penser que les analystes avancent des estimations très favorables pour le futur le plus éloigné et les corrigent mécaniquement quand l'horizon se réduit. Dans ce cas, la variation attendue du résultat serait également affectée par ce biais d'optimisme. Pour tenter de mettre en évidence ce phénomène, nous avons comparé les prévisions faites pour un même exercice deux ans avant et un an avant sa réalisation. Le graphe n°8 illustre l'évolution moyenne de cette différence. Aucune tendance n'est perceptible. Il semble donc que le biais d'optimisme n'affecte pas plus fortement chacune de ces prévisions. En conséquence, la baisse constatée pour la variable CER ne paraît pas liée à l'optimisme supposé des analystes.

<Insérer le graphe n° 8>

La taille des entreprises a été mesurée à travers le logarithme de leur capitalisation boursière au 31 décembre (exprimée en millions de dollars). La moyenne de cet indicateur est relativement du même ordre de 1991 à 2010. Comme les valeurs boursières ont beaucoup augmenté sur ces deux décennies, cette apparente stabilité cache une augmentation de fait. Au tableau n°3, on peut constater que la moyenne corrigée de l'évolution de la bourse (on soustrait le logarithme de l'indice S&P 500) fait apparaître que l'échantillon est composé en début de période d'entreprises de plus grande taille. Les effectifs plus nombreux en fin de période contiennent de fait beaucoup d'entreprises de taille plus réduite.

<Insérer le tableau n°3>

4.3 Régressions :

Le tableau n°4 présente les estimations du modèle de régression pour l'ensemble des années 1991-2010.

<Insérer le tableau n°4>

Le premier résultat obtenu concerne les R^2 . De 1991 à 2003, ils restent faibles autour de 0,17. Ils augmentent sensiblement ensuite pour atteindre 0,48 en 2010. L'association entre la valeur boursière, le résultat par action espéré et la croissance à court terme attendue est donc peu soutenue sur la première période et redevient sensible au cours des dernières années.

<Insérer le graphe n° 9>

Le coefficient α_1 associé à la variable ROE est positif et significatif pendant toutes les années. Sa valeur fluctue beaucoup. Il reste faible de 1991 (1,02) à 1997 (1,46). Il s'élève à 5,12 en 1999 pour diminuer avec la crise boursière à 2,60 en 2002. Il atteint un montant de 8,32 en 2007 pour chuter à 6,93 en 2008 et enfin atteindre 10,03 en 2010.

<Insérer le graphe n° 10>

Le coefficient α_2 associé à la variable CER est positif, sauf en 1991. Mais, sa valeur reste faible et non significative en 1992 et 2001. En revanche, il est important et significatif à partir de 2003 (10,41) jusqu'en 2010 (15,11) à l'exception de 2008 (6,08).

<Insérer le graphe n° 11>

En utilisant le modèle fourni par l'équation (8), il est possible d'estimer le coefficient C associé à l'impact de la croissance attendue du résultat par action sur le cours boursier. On peut écrire :

$$C = \frac{\alpha_2}{\alpha_1 + g \cdot \alpha_2}$$

Les valeurs obtenues suggèrent que ce coefficient prend généralement des valeurs positives (à l'exception de 1991), qu'il fluctue très largement et est très sensible à la crise. Enfin, il ne paraît pas particulièrement élevé au cours des dernières années où le R^2 est le plus grand (1,46 en 2010 par exemple). Si la croissance attendue du résultat par action semble bien associée à la valorisation boursière au cours de la période récente, aucun multiple moyen simple à utiliser n'émerge en pratique.

<Insérer le graphe n° 12>

4.4 Tests de robustesse

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous proposons deux séries d'analyses complémentaires. D'une part, nous avons introduit la taille (logarithme de la capitalisation boursière en fin d'année) comme variable de contrôle. Les résultats repris au tableau n°5 ne montrent pas de modification sensible dans l'estimation des coefficients associés aussi bien à la variable ROE qu'à celle CER.

<Insérer le tableau n° 5>

On peut s'interroger sur l'impact qu'a la présence, surtout durant les dernières années, de sociétés peu suivies par les analystes financiers. Nous avons répliqué les estimations en ne conservant que les cas où le nombre d'analystes était supérieur à 5. La variable de contrôle taille a été conservée. Là encore, les estimations obtenues pour les deux coefficients associées à la rentabilité espérée ROE et à la croissance attendue à court terme CER ne sont pas sensiblement affectées.

5 Conclusion

Le modèle que nous avons développé permet d'éclairer le rôle que peut avoir la croissance attendue du résultat à court terme dans la valorisation d'actions. Deux facteurs jouent ici un rôle essentiel. En premier intervient la différence entre les mesures de décélération du résultat et des capitaux propres. Ainsi, ce premier terme est nul si ces taux sont égaux, c'est-à-dire, s'il n'y a pas de variation anticipée sur long terme du ROE. Au contraire, si on s'attend à une baisse tendancielle du ROE, un effet positif de la croissance sur la valeur va apparaître. En second, intervient dans ce coefficient associé à la croissance l'écart entre le ROE de long terme et le coût du capital. Cette différence peut être positive si l'entreprise maintient une capacité à créer de la valeur sur le long terme ou si son système de mesure comptable de la rentabilité conserve un biais. Quelle que soit la raison et dans les deux cas, la croissance attendue intervient alors dans l'équation d'évaluation. Elle disparaît, sinon. L'intérêt est de souligner le fait qu'a priori, la croissance attendue du bénéfice par action n'est pas nécessairement impliquée dans l'évaluation d'un titre. Contrairement à ce qu'avancent les utilisateurs d'un ratio, comme le PEG, sa pertinence n'est pas immédiatement établie même pour des entreprises pour lesquelles la croissance attendue est très forte.

Nous avons souhaité confronter cette proposition théorique à l'observation empirique d'un grand nombre de cas de sociétés a priori jugées comme très performantes par les analystes. En étudiant les cas d'entreprises américaines sur une vingtaine d'années, nous avons pu mesurer le degré d'association de la croissance avec les cours boursiers dans des contextes de marché très variés. Nous avons ainsi observé que les relations sont loin d'être stables dans le temps. Durant les années 90, les sociétés que nous avons retenues ont connu à la fois une faible association entre le résultat prévu par les analystes et leur cours boursier et une absence de liens significatifs entre la croissance attendue du résultat et ce même cours. A l'opposé, au cours des dernières années étudiées, les associations sont beaucoup plus marquées pour l'un et

l'autre, la crise de 2008 se traduisant cependant par une atténuation. Les marchés euphoriques de 1995 à 2000 semblent déconnectés des prévisions, peut-être elles-mêmes aussi trop optimistes, avancées par les analystes. En tout état de cause, pour ces firmes perçues comme rentables et en croissance, les deux inducteurs étudiés de valeur fondamentale apparaissent aussi inopérants l'un que l'autre. En revanche, même si les marchés sont devenus très volatils entre 2005 et 2010, les niveaux des cours boursiers semblent plus en phase avec les prévisions des analystes, aussi bien de rentabilité que de croissance. D'une certaine façon, cela redonne une certaine légitimité aux évaluations par les comparables, usant aussi bien du PER que du PEG.

6 Bibliographie

- Callen, J., & Segal, D. (2005). Empirical tests of the Feltham Ohlson 1995 mode. *Review of Accounting Studies*, 10.
- Claus, J., & Thomas, J. (2001). Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets. *Journal of Finance*, 56(5), 1629-1666.
- Damodaran, A. (2002). *Investment Valuation : Tools and techniques for Determining the Value of Any Asset* (éd. 2nd). New-York: John Wiley & Sons.
- Easton, P. D., & Sommers, G. A. (2007). Effect of Analysts' Optimism on Estimates of the Expected Rate of Return Implied by Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research*, 45(5).
- Easton, P., Taylor, G., Shroff, P., & Sougiannis, T. (2002, June). Using Forecasts of Earnings to Simultaneously Estimate Growth and the Rate of Return on Equity Investment. *Journal of Accounting Research*, 40(3).
- Ertimur, Y., Sunder, J., & Sunder, S. (2007). Measure for Measure: The Relation between Forecast Accuracy and Recommendation Profitability of Analysts. *Journal of Accounting Research*, 45(3).
- Feltham, G., & Ohlson, J. (1995). 'Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities. *Contemporary Accounting Research*, 11, 689–731.
- Gebhardt, W. R., Lee , C. M., & Swaminathan, B. (2001). Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, 39(1), 135-176.
- Gode, D., & Mohanram, P. (2003). Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson–Juettner Model. *Review of Accounting Studies*, 8, 399-431.
- Liu, J., Nissim, D., & Thomas, J. (2002). Equity valuation using multiples. *Journal of Accounting Research*, 40(1).
- Liu, J., Nissim, D., & Thomas, J. (2007). Is Cash Flow King in Valuations ? *Financial Analysts Journal*, 63(2), 56-68.
- Lo, K., & Lys, J. (2000). The Ohlson Model: Contribution to valuation theory, limitations, and empirical applications. *Journal of Accounting Auditing & Finance*, 15.
- Ohlson, J. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 18(1), 661-687.
- Ohlson, J. A. (2005). On Accounting-Based Valuation Formulae. *Review of Accounting Studies*(10), 323-347.
- Ohlson, J. A., & Gao, Z. (2006). Earnings, Earnings Growth and Value. *Foundations and Trends Accounting*, 1-70.
- Ohlson, J., & Juettner-Nauroth, B. (2005). Expected EPS and EPS Growth as determinants of Value. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3).
- Penman, S. H. (2005). Discussion of “On Accounting-Based Valuation Formulae” and “Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value”. *Review of Accounting Studies*(10), 367-378.

7 Annexe

Notons $X(t)$ la valeur du résultat net comptable d'une entreprise et g égal au taux de croissance asymptotique à long terme.

Hypothèse 1 : la croissance du résultat net de l'entreprise est « mean-reverting » et est décrite par l'équation suivante :

$$X''(t) = -\delta \cdot [X'(t) - \gamma_1 \cdot X(t)] \quad (A1)$$

$$\text{avec } \gamma_1 = g \cdot \left(1 + \frac{g}{\delta}\right)$$

Posons les conditions initiales suivantes :

$$X(0) = X_0 \quad (A2)$$

$$X'(0) = \gamma_0 \cdot X_0$$

Soit la transformée de Laplace de la fonction $X(t)$:

$$x = L(X(t))$$

Notons :

$$L(X'(t)) = s \cdot x - X_0$$

$$L(X''(t)) = s^2 \cdot x - s \cdot X_0 - \gamma_0 \cdot X_0$$

Introduisons les transformées de Laplace dans l'équation différentielle (A1) :

$$s^2 \cdot x - s \cdot X_0 - \gamma_0 \cdot X_0 + \delta \cdot s \cdot x - \delta \cdot X_0 - \gamma_1 \cdot \delta \cdot x = 0 \quad (A2)$$

On obtient :

$$x = X_0 \cdot \frac{s + \gamma_0 + \delta}{s^2 + \delta \cdot s - \delta \cdot \gamma_1} \text{ ou encore}$$

$$x = X_0 \cdot \frac{\left(s + \frac{\delta}{2}\right)}{\left(s + \frac{\delta}{2}\right)^2 - \left(\delta \cdot \gamma_1 + \frac{\delta^2}{4}\right)} + X_0 \cdot \left(\gamma_0 + \frac{\delta}{2}\right) \cdot \frac{1}{\left(s + \frac{\delta}{2}\right)^2 - \left(\delta \cdot \gamma_1 + \frac{\delta^2}{4}\right)} \quad (A3)$$

Comme $X(t) = L^{-1}(x)$, nous pouvons écrire :

$$X(t) = X_0 \cdot L^{-1} \left\{ \frac{\left(s + \frac{\delta}{2}\right)}{\left(s + \frac{\delta}{2}\right)^2 - \left(\delta \cdot \gamma_1 + \frac{\delta^2}{4}\right)} \right\} + X_0 \cdot \left(\gamma_0 + \frac{\delta}{2}\right) \cdot L^{-1} \left\{ \frac{1}{\left(s + \frac{\delta}{2}\right)^2 - \left(\delta \cdot \gamma_1 + \frac{\delta^2}{4}\right)} \right\}$$

Ou encore :

$$X(t) = X_0 \cdot e^{-\frac{\delta}{2}t} \cdot \left[\cosh \left(t \cdot \sqrt{\frac{\delta^2}{4} + \gamma_1 \cdot \delta} \right) + \frac{\gamma_0 + \frac{\delta}{2}}{\sqrt{\frac{\delta^2}{4} + \gamma_1 \cdot \delta}} \cdot \sinh \left(t \cdot \sqrt{\frac{\delta^2}{4} + \gamma_1 \cdot \delta} \right) \right] \quad (\text{A4})$$

Introduisons $\gamma_1 = g \cdot \left(1 + \frac{g}{\delta} \right)$

L'équation (A4) s'écrit alors :

$$X(t) = X_0 \cdot \left[\frac{\frac{g+\gamma_0}{2} + \frac{\delta}{2}}{g + \frac{\delta}{2}} \cdot e^{g \cdot t} + \frac{\frac{g-\gamma_0}{2}}{g + \frac{\delta}{2}} \cdot e^{-(g+\delta) \cdot t} \right] \quad (\text{A5})$$

Ou encore :

$$X(t) = X_0 \cdot e^{g \cdot t} + X_0 \cdot \frac{\gamma_0 - g}{2 \cdot g + \delta} \cdot [e^{g \cdot t} - e^{-(g+\delta) \cdot t}] \quad (\text{A5'})$$

La valeur future du résultat comptable de la firme est fonction de 4 paramètres :

X_0 , la valeur instantanée présente

$\gamma_0 \cdot X_0$, la croissance instantanée présente

g , le taux de croissance asymptotique à long terme

δ , le facteur d'ajustement de la croissance

Tableau n°1 :
Paramètres caractérisant la rentabilité et la croissance attendues de
l'entreprise

Ce tableau présente les principaux paramètres utilisés dans le modèle d'évaluation développé. X_0 est le résultat instantané attendu à court terme. $\gamma_0 \cdot X_0$ est la variation instantanée du résultat attendue à court terme. $g \cdot X(t)$ est la variation instantanée du résultat attendue à long terme. δ est le coefficient qui mesure la force de rappel de la croissance du résultat vers sa tendance de long terme. R_0 est le ROE actuel X_0/B_0 . r est le ROE de long terme. Enfin, k est le coût du capital.

	Croissance du résultat	Création de valeur
A court terme	$\gamma_0 \cdot X_0$	$\left[\frac{R_0 - k}{R_0} \right]$
Force de convergence	δ	ω
A long terme	$g \cdot X(t)$	$\left[\frac{r - k}{r} \right]$

Tableau n°2 : Constitution de l'échantillon

Ce tableau présente les modalités de sélection des entreprises étudiées. La période de sélection s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial. Les titres initialement retenus sont ceux considérés comme actifs ou inactifs par Thomson Financial, afin de limiter les biais de « survivants ». Le processus de sélection a consisté à rechercher année après année les prévisions de bénéfices par action de ces entreprises et de ne retenir que les firmes année pour lesquelles cette information était disponible. Afin d'avoir des exercices comptables homogènes, nous n'avons retenu que les sociétés qui adoptaient une date de fin d'exercice au 31 décembre. La suite de la sélection a consisté à ne retenir les firmes année que pour lesquelles les valeurs comptables des capitaux propres, nécessaires à l'étude, étaient positives. L'échantillon est ensuite réduit aux seules entreprises à rentabilité espérée positive et en croissance. Toutes les observations correspondant aux 5% les plus grands et les 5% les plus petits pour les 3 ratios MBR, ROE et CER ont été enfin éliminées.

	Sociétés pour lesquelles les prévisions de bénéfices par action sont disponibles	Sociétés ayant leur fin d'exercice au 31/12	Sociétés ayant des valeurs comptables des capitaux propres positives	Sociétés ayant des BPA prévus à 1 an positifs	Sociétés ayant des variations de BPA prévues positives	Sociétés retenues dans l'étude après élimination des valeurs extrêmes
2010	2 022	2 020	1 943	1 684	1 549	1 207
2009	1 974	1 973	1 893	1 577	1 448	1 137
2008	1 776	1 770	1 685	1 421	1 217	956
2007	1 770	1 764	1 716	1 501	1 382	1 092
2006	1 583	1 572	1 531	1 358	1 177	924
2005	1 410	1 397	1 358	1 225	1 066	826
2004	1 238	1 227	1 193	1 080	978	762
2003	1 021	1 012	987	903	820	640
2002	762	754	730	636	589	462
2001	727	726	708	594	570	434
2000	663	650	636	534	477	362
1999	680	662	646	568	540	421
1998	645	629	615	568	539	425
1997	580	562	553	501	477	377
1996	521	506	500	459	427	330
1995	432	411	401	382	356	278
1994	401	378	367	345	327	249
1993	367	346	339	325	308	235
1992	291	284	278	271	260	196
1991	298	283	279	272	262	199
Total	19 161	18 926	18 358	16 204	14 769	11 512

Tableau n°3 : Statistiques descriptives

Ce tableau présente une synthèse des valeurs prises dans l'échantillon retenu par les 3 variables de base entrant dans la modélisation retenue, à savoir le ratio MBR (Market to Book ratio), le ratio ROE (Bénéfice par action prévu divisé par la valeur comptable de l'action) et le ratio CER (croissance attendue du bénéfice par action prévu divisée par la valeur comptable de l'action). Le tableau présente également une mesure des tailles des entreprises retenues à travers le logarithme naturel de la capitalisation boursière diminuée du logarithme de l'indice S&P 500 pour corriger des effets de la variation du marché. Le nombre moyen de prévisions concerne les prévisions disponibles en décembre pour l'exercice à venir. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial.

Années	Nombre moyen de Prévisions	Taille corrigée Moyenne	MBR					ROE					CER				
			Max	Min	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Max	Min	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Max	Min	Moyenne	Médiane	Ecart-type
2010	10,5	0,337	8,041	0,813	2,320	1,951	1,328	0,444	0,025	0,141	0,124	0,079	0,121	0,005	0,028	0,023	0,020
2009	9,7	0,312	7,473	0,687	2,136	1,801	1,232	0,448	0,021	0,133	0,115	0,078	0,134	0,004	0,032	0,024	0,024
2008	9,2	0,396	6,705	0,499	1,820	1,497	1,119	0,563	0,029	0,156	0,133	0,091	0,146	0,003	0,031	0,024	0,025
2007	8,9	0,427	9,228	0,933	2,940	2,378	1,744	0,516	0,037	0,181	0,154	0,098	0,143	0,004	0,034	0,027	0,025
2006	9,4	0,561	9,086	1,227	3,112	2,634	1,579	0,582	0,042	0,191	0,160	0,104	0,147	0,004	0,033	0,025	0,025
2005	9,3	0,615	8,864	1,188	2,997	2,588	1,534	0,657	0,043	0,199	0,166	0,114	0,169	0,004	0,035	0,027	0,029
2004	9,6	0,524	8,466	1,264	3,013	2,585	1,453	0,684	0,039	0,200	0,164	0,122	0,164	0,005	0,036	0,028	0,028
2003	9,9	0,669	8,768	1,229	2,993	2,552	1,556	0,844	0,034	0,211	0,163	0,148	0,197	0,005	0,043	0,032	0,036
2002	10,1	0,853	7,222	0,854	2,376	2,022	1,234	0,902	0,026	0,222	0,174	0,156	0,307	0,004	0,050	0,033	0,050
2001	9,5	0,853	8,549	1,036	2,877	2,292	1,634	0,875	0,031	0,216	0,168	0,151	0,219	0,006	0,052	0,041	0,041
2000	11,1	0,799	12,908	0,809	3,383	2,570	2,325	0,979	0,045	0,261	0,215	0,169	0,255	0,006	0,058	0,039	0,051
1999	12,4	0,625	16,639	0,892	3,787	2,574	3,114	1,006	0,049	0,288	0,230	0,185	0,276	0,008	0,062	0,043	0,050
1998	12,4	0,600	14,398	1,071	3,655	2,729	2,608	1,472	0,047	0,338	0,263	0,256	0,388	0,007	0,071	0,049	0,069
1997	11,0	0,638	9,740	1,267	3,529	3,079	1,707	1,534	0,054	0,393	0,310	0,296	0,524	0,009	0,084	0,057	0,083
1996	11,7	0,885	9,227	1,256	3,072	2,514	1,593	1,663	0,046	0,448	0,334	0,339	0,437	0,005	0,093	0,064	0,090
1995	14,4	1,228	7,599	1,204	2,867	2,460	1,415	2,148	0,090	0,508	0,346	0,419	0,345	0,005	0,085	0,062	0,079
1994	15,3	1,341	5,773	1,124	2,472	2,111	1,153	2,344	0,078	0,538	0,376	0,440	0,508	0,006	0,098	0,066	0,095
1993	16,0	1,508	5,904	1,173	2,549	2,217	1,097	2,170	0,066	0,540	0,377	0,464	0,563	0,004	0,093	0,064	0,097
1992	16,0	1,569	7,493	1,201	2,592	2,174	1,227	2,678	0,085	0,565	0,393	0,476	0,851	0,006	0,114	0,073	0,134
1991	16,2	1,496	5,979	0,867	2,213	1,865	1,093	2,583	0,062	0,532	0,398	0,428	0,664	0,005	0,108	0,070	0,117

Tableau n°4 : Association entre valeurs boursières, résultats attendus et croissance

Ce tableau présente les valeurs estimées des coefficients et leur T pour un modèle de régression dont la variable dépendante est le cours boursier en fin d'année normée par la valeur comptable de l'action, et les variables indépendantes sont le résultat par action prévu pour l'exercice à venir et l'accroissement de résultat attendu pour l'exercice suivant normé la valeur comptable de l'action. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial. Les observations appartenant aux 5% extrêmes pour la variable dépendante et les deux variables indépendantes ont été éliminées.

Années	NbreObs	R2	Constante				ROE				CER			
			Coef	σ	T	Prob	Coef	σ	T	Prob	Coef	σ	T	Prob
2010	1 207	0,484	0,475	0,062	7,65	0,000	10,029	0,368	27,27	0,000	15,106	1,471	10,27	0,000
2009	1 137	0,478	0,497	0,058	8,64	0,000	9,182	0,348	26,35	0,000	13,136	1,110	11,83	0,000
2008	956	0,381	0,550	0,061	9,04	0,000	6,928	0,328	21,14	0,000	6,083	1,219	4,99	0,000
2007	1 092	0,438	0,727	0,086	8,44	0,000	8,322	0,454	18,35	0,000	20,834	1,743	11,95	0,000
2006	924	0,397	1,231	0,087	14,11	0,000	6,472	0,438	14,77	0,000	19,531	1,840	10,61	0,000
2005	826	0,322	1,434	0,091	15,70	0,000	5,418	0,431	12,56	0,000	13,769	1,693	8,13	0,000
2004	762	0,282	1,656	0,091	18,29	0,000	4,492	0,406	11,07	0,000	12,649	1,753	7,22	0,000
2003	640	0,169	1,982	0,105	18,79	0,000	2,668	0,412	6,47	0,000	10,411	1,704	6,11	0,000
2002	462	0,136	1,696	0,097	17,53	0,000	2,600	0,373	6,98	0,000	2,056	1,160	1,77	0,039
2001	434	0,114	2,080	0,141	14,73	0,000	3,646	0,538	6,78	0,000	0,179	1,973	0,09	0,464
2000	362	0,161	1,867	0,215	8,69	0,000	4,009	0,743	5,40	0,000	8,082	2,449	3,30	0,001
1999	421	0,201	1,564	0,257	6,08	0,000	5,118	0,911	5,62	0,000	12,130	3,341	3,63	0,000
1998	425	0,213	2,045	0,189	10,80	0,000	3,086	0,552	5,59	0,000	7,959	2,051	3,88	0,000
1997	377	0,177	2,602	0,134	19,48	0,000	1,461	0,366	4,00	0,000	4,220	1,298	3,25	0,001
1996	330	0,114	2,371	0,138	17,14	0,000	0,950	0,325	2,92	0,002	2,980	1,231	2,42	0,008
1995	278	0,194	2,098	0,123	17,12	0,000	0,740	0,259	2,86	0,002	4,604	1,376	3,34	0,000
1994	249	0,197	1,840	0,105	17,49	0,000	0,709	0,211	3,36	0,000	2,547	0,978	2,60	0,005
1993	235	0,248	1,912	0,096	19,86	0,000	0,787	0,195	4,05	0,000	2,274	0,932	2,44	0,008
1992	196	0,144	2,038	0,127	16,03	0,000	0,950	0,224	4,24	0,000	0,154	0,794	0,19	0,423
1991	199	0,137	1,720	0,116	14,79	0,000	1,022	0,218	4,68	0,000	-0,464	0,795	-0,58	0,720

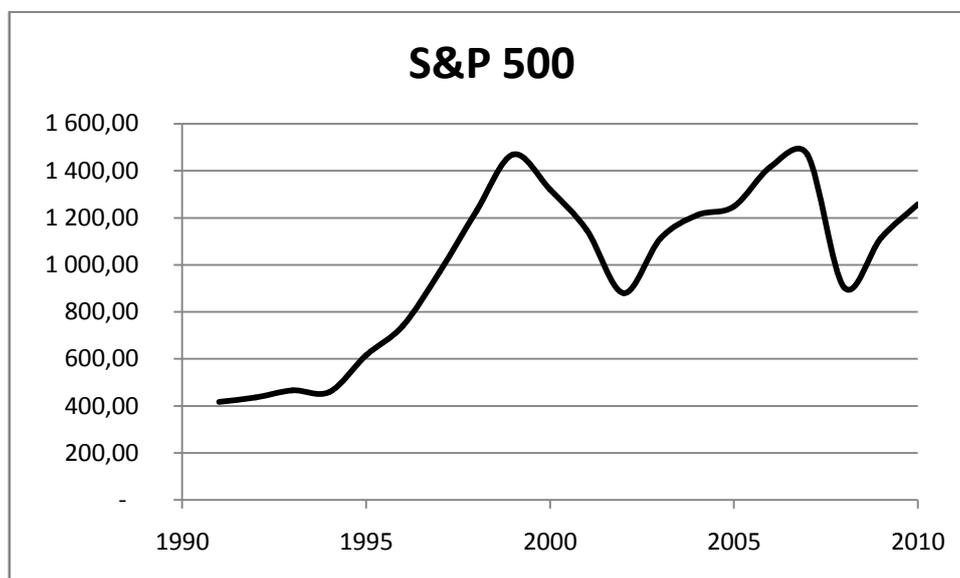
Tableau n°5 : Mesures d'association, contrôle pour la taille et réduction aux titres les plus suivis

Ce tableau présente les valeurs estimées des coefficients et leur T pour un modèle de régression dont la variable dépendante est le cours boursier en fin d'année normée par la valeur comptable de l'action, et les variables indépendantes sont le résultat par action prévu pour l'exercice à venir et l'accroissement de résultat attendu pour l'exercice suivant normé la valeur comptable de l'action. La taille a été introduite comme variable de contrôle. L'échantillon a été ensuite réduit aux seuls cas où le nombre de prévisions disponibles étaient supérieurs à 5. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial. Les observations appartenant aux 5% extrêmes pour la variable dépendante et les deux variables indépendantes ont été éliminées.

Années	Echantillon initial					Contrôle de la taille					Nombre de prévisions supérieur à 5				
	NbreObs	ROE		CER		NbreObs	ROE		CER		NbreObs	ROE		CER	
		Coef	T	Coef	T		Coef	T	Coef	T		Coef	T	Coef	T
2010	1 207	10,029	27,28	15,106	10,269	1 207	9,574	24,99	15,927	10,78	837	9,833	21,90	20,534	10,98
2009	1 137	9,182	26,35	13,136	11,831	1 136	8,751	24,04	13,415	12,12	767	9,488	21,97	17,256	11,95
2008	956	6,928	21,15	6,083	4,990	955	6,379	19,06	7,159	5,91	658	7,415	19,16	9,493	6,58
2007	1 092	8,322	18,35	20,834	11,950	1 089	7,639	15,81	22,717	12,62	704	6,622	10,72	27,545	11,22
2006	924	6,472	14,77	19,531	10,614	923	5,950	12,77	21,157	11,03	614	6,044	10,85	21,704	9,30
2005	826	5,418	12,56	13,769	8,133	826	5,014	11,08	15,145	8,64	550	5,516	10,01	15,407	6,91
2004	762	4,492	11,07	12,649	7,217	762	4,092	9,61	14,051	7,77	501	3,790	7,09	13,896	5,77
2003	640	2,668	6,47	10,411	6,111	640	2,272	5,37	11,892	6,85	430	2,404	4,66	11,791	4,92
2002	462	2,600	6,98	2,056	1,771	462	2,211	6,02	2,748	2,43	325	2,185	5,09	2,993	2,14
2001	434	3,646	6,78	0,179	0,091	434	3,157	5,75	1,862	0,93	295	3,095	4,26	4,240	1,56
2000	362	4,009	5,40	8,082	3,300	362	2,505	3,59	13,067	5,68	254	3,146	3,44	11,788	3,69
1999	421	5,118	5,62	12,130	3,630	420	3,076	3,51	17,922	5,67	322	4,072	4,14	16,628	4,58
1998	425	3,086	5,59	7,959	3,880	423	2,319	4,24	10,255	5,10	320	3,573	5,58	5,951	2,48
1997	377	1,461	4,00	4,220	3,251	377	1,043	2,77	5,217	4,00	259	1,352	3,21	4,123	2,74
1996	330	0,950	2,92	2,980	2,421	330	0,767	2,25	3,475	2,76	235	1,187	3,33	0,976	0,66
1995	278	0,740	2,86	4,604	3,344	278	0,519	1,91	5,496	3,89	215	0,698	2,47	3,947	2,60
1994	249	0,709	3,36	2,547	2,603	249	0,746	3,45	2,417	2,43	208	0,890	3,88	1,812	1,60
1993	235	0,787	4,05	2,274	2,439	235	0,798	4,15	2,131	2,31	201	1,008	4,95	1,774	1,88
1992	196	0,950	4,24	0,154	0,195	196	0,932	4,12	0,195	0,24	170	1,252	5,08	-0,926	-1,12
1991	199	1,022	4,68	-0,464	-0,584	199	0,967	4,41	-0,218	-0,27	177	1,217	5,38	-1,570	-1,67

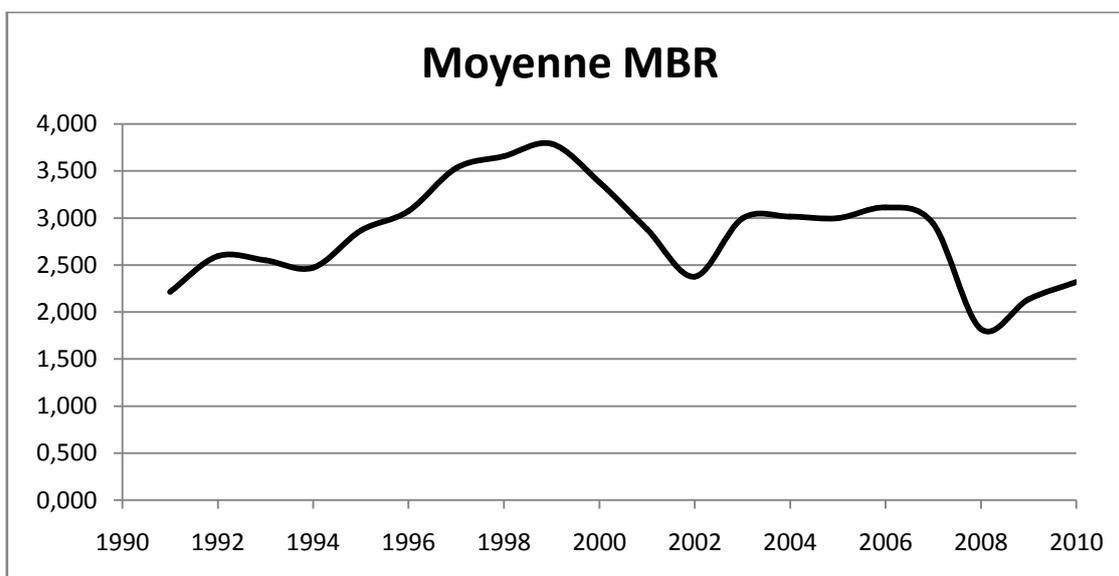
Graphe n°1 :

Ce graphe présente les valeurs de l'indice S&P 500 en fin d'année. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent de la base Worldscope fournie par Thomson Financial.



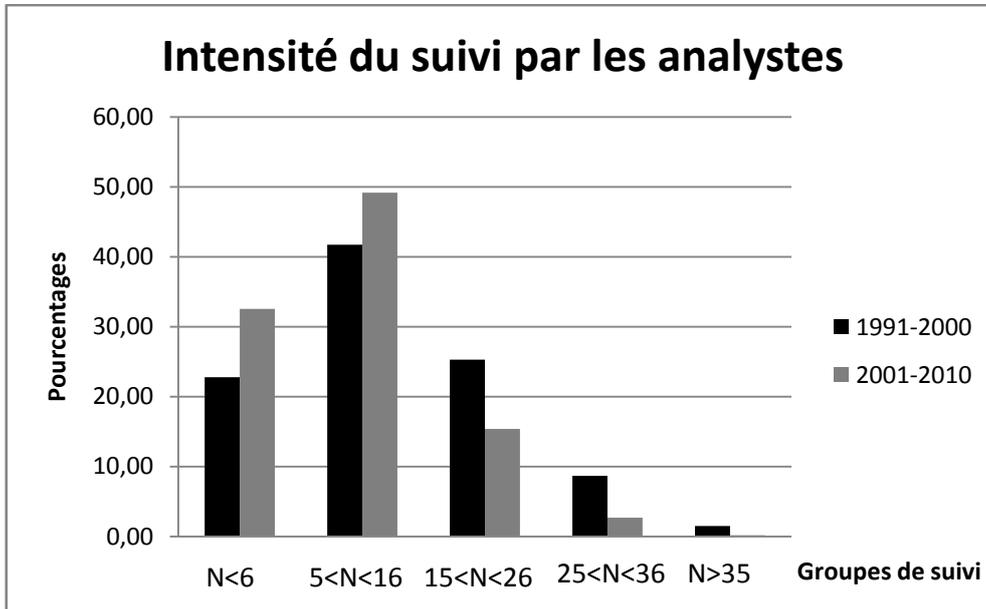
Graphe n°2 :

Ce graphe présente les valeurs moyennes du ratio calculé à partir du cours boursier en fin d'année normé par la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent de la base Worldscope fournie par Thomson Financial.



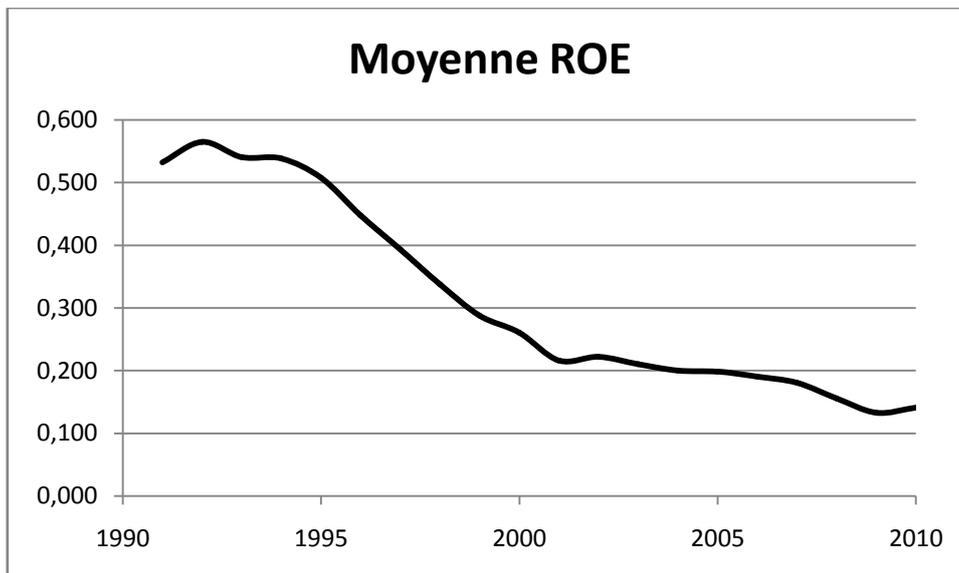
Graphe n°3 :

Ce graphe présente les pourcentages d'observations pour lesquelles le nombre moyen d'analystes fournissant des prévisions pour le bénéfice par action en décembre pour l'exercice à venir est compris dans la tranche retenue. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent de la base IBES fournie par Thomson Financial.



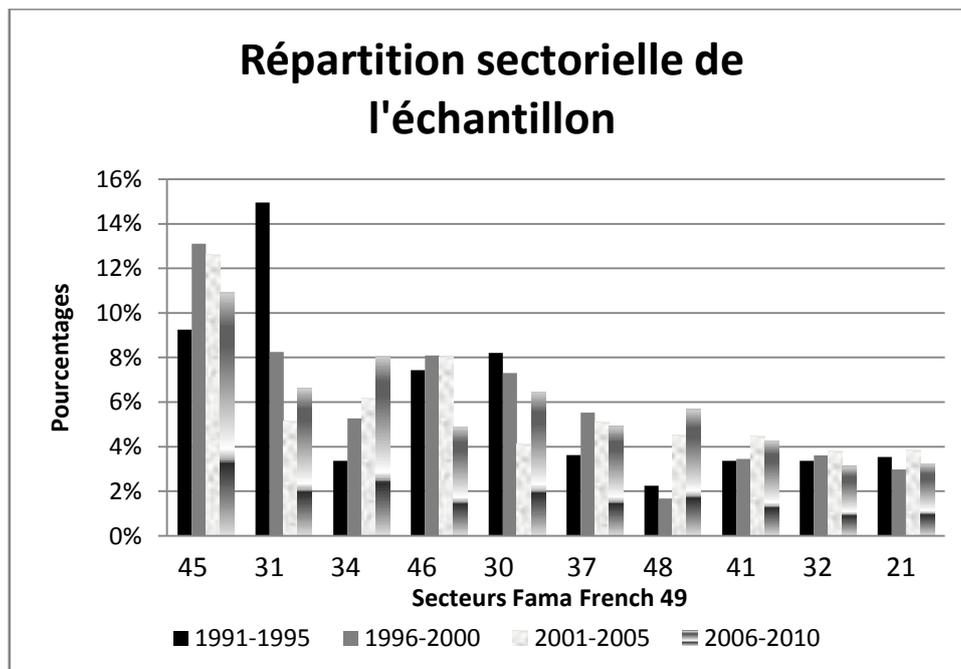
Graphe n°4 :

Ce graphe présente les valeurs moyennes du ratio calculé à partir du le résultat par action prévu en décembre pour l'exercice à venir normé la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial.



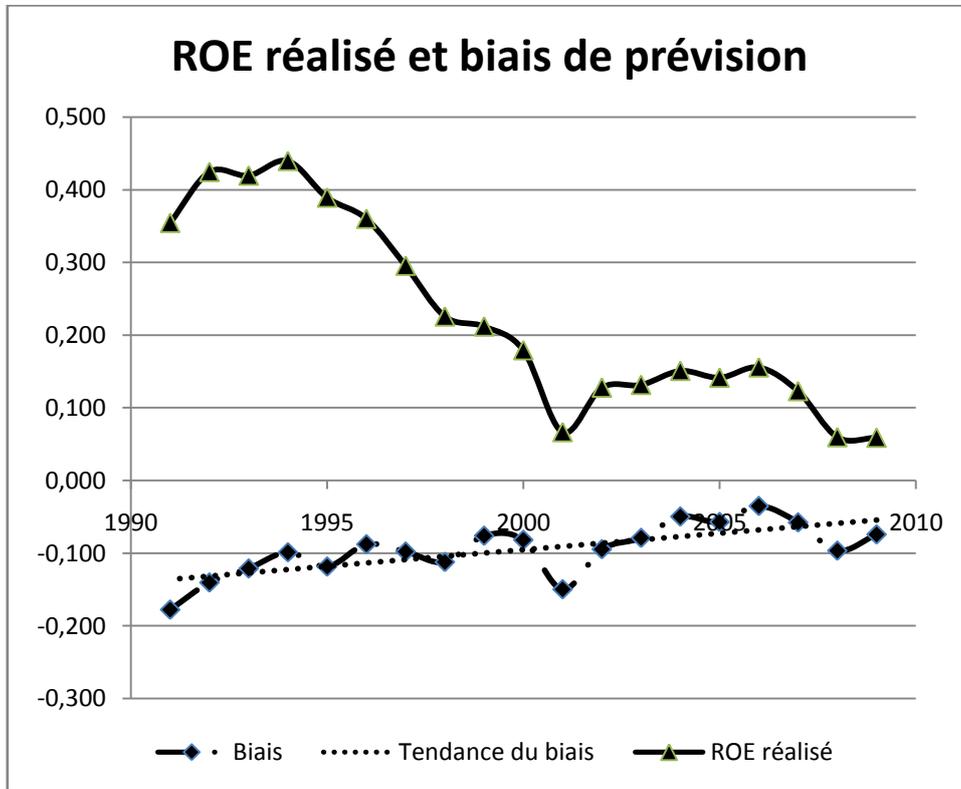
Graphe n°5 :

Ce graphe présente la fréquence des observations appartenant aux 10 secteurs les mieux représentés dans l'échantillon pour diverses sous-périodes. La classification est celle proposée par Fama et French à 49 secteurs. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial.



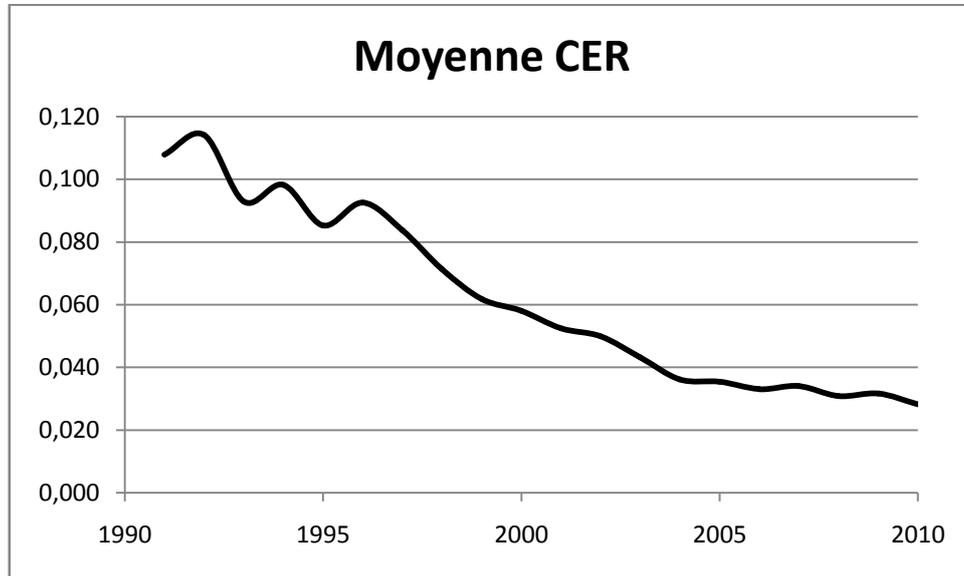
Graphe n°6 :

Ce graphe présente les valeurs moyennes du ratio calculé à partir du le résultat par action réalisé normé la valeur comptable de l'action : ROE réalisé. La variable biais de prévision est égale à la différence entre le ROE moyen réalisé et le ROE moyen prévu calculé à partir du résultat par action prévu en décembre pour l'exercice à venir normé la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial.



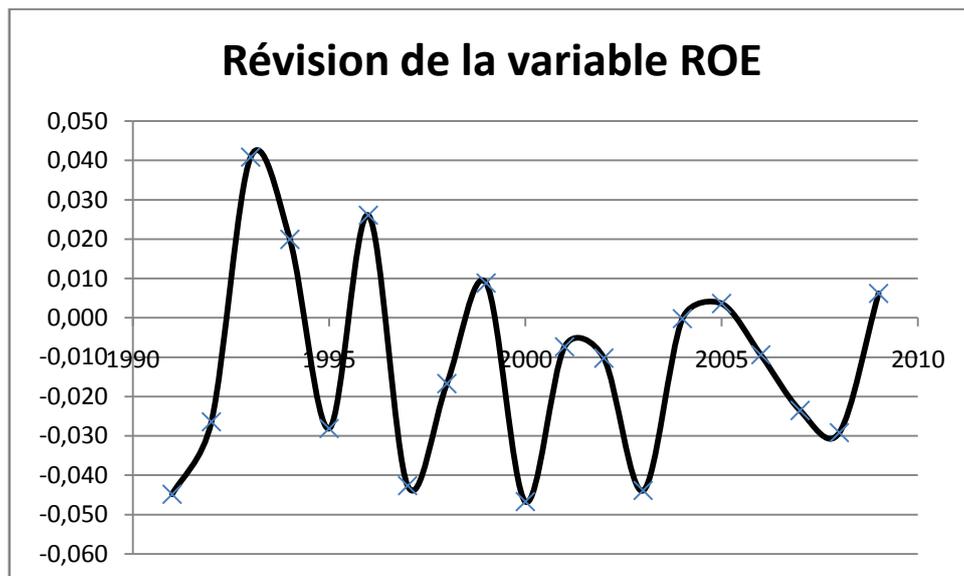
Graphe n°7 :

Ce graphe présente les valeurs moyennes du ratio calculé à partir de la variation attendue du résultat par action prévue en décembre entre l'exercice à venir et l'exercice suivant normée par la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial.



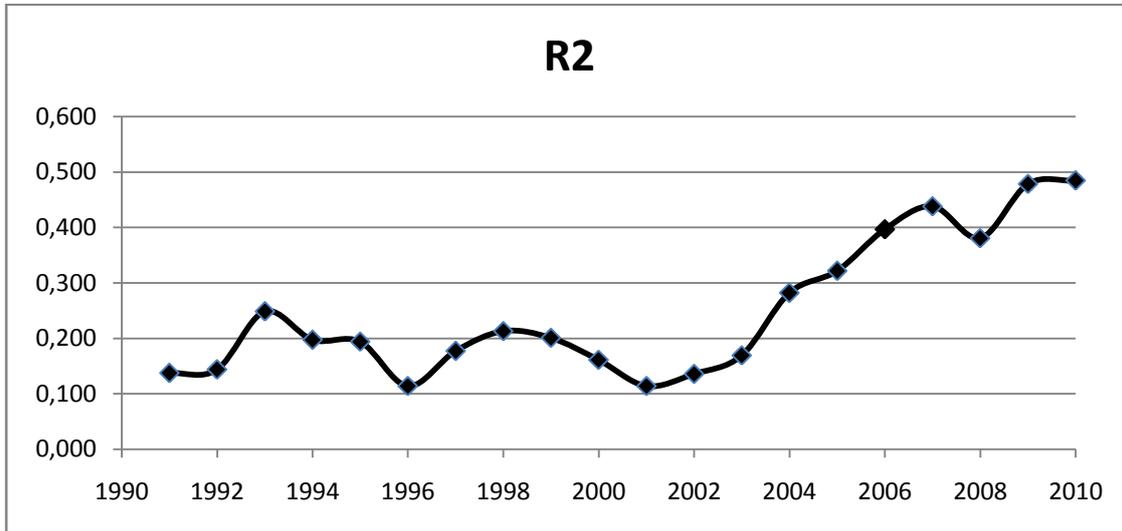
Graphe n°8 :

Ce graphe présente les différences entre les valeurs moyennes du ratio calculé à partir du résultat par action prévu en décembre pour l'exercice à venir et les valeurs moyennes des prévisions pour le même exercice mais un an plus tard. Ces différences sont normées par la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2009. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial.



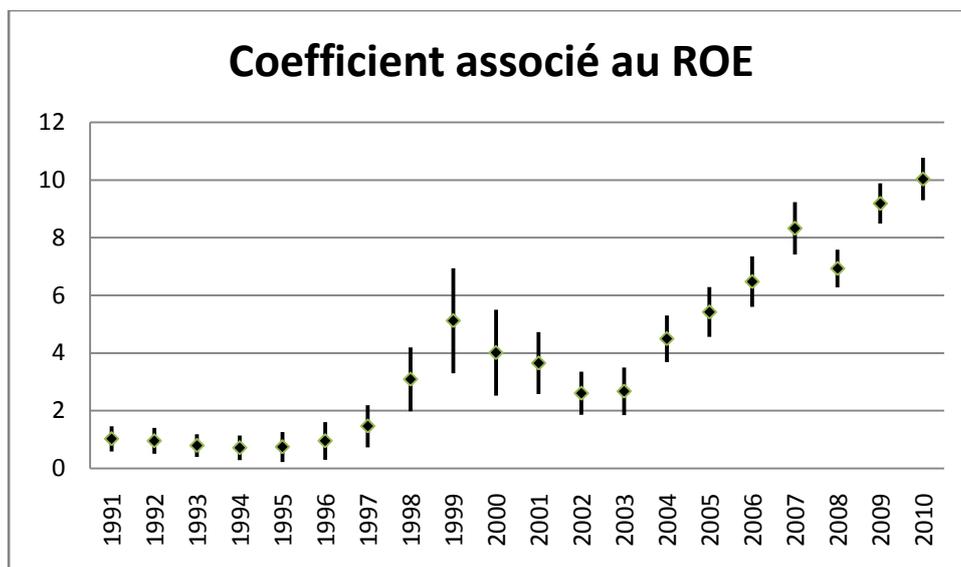
Graphe n°9 :

Ce graphe présente les coefficients de détermination R2 des régressions annuelles ayant pour variable dépendante le cours boursier en fin d'année normé par la valeur comptable de l'action, et pour variables indépendantes le résultat par action prévu en décembre pour l'exercice à venir et l'accroissement de résultat attendu pour l'exercice suivant, toutes les deux normées par la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial.



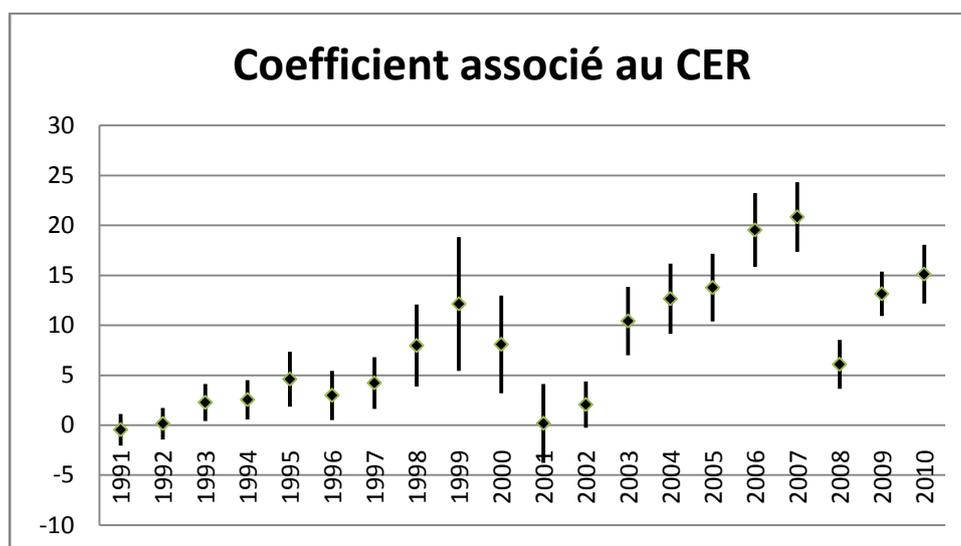
Graphe n°10 :

Ce graphe présente les coefficients associée à la première variable indépendante au sein des régressions annuelles ayant pour variable dépendante le cours boursier en fin d'année normé par la valeur comptable de l'action, et pour variables indépendantes le résultat par action prévu en décembre pour l'exercice à venir (ROE) et l'accroissement de résultat attendu pour l'exercice suivant normé la valeur comptable de l'action, toutes les deux normées par la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial. Les barres correspondent à un intervalle de + ou - un écart-type.



Graphe n°11 :

Ce graphe présente les coefficients associés à la deuxième variable indépendante au sein des régressions annuelles ayant pour variable dépendante le cours boursier en fin d'année normé par la valeur comptable de l'action, et pour variables indépendantes le résultat par action prévu en décembre pour l'exercice à venir et l'accroissement de résultat attendu pour l'exercice suivant (CER), toutes les deux normées par la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial. Les barres correspondent à un intervalle de + ou - un écart-type.



Graphe n°12 :

Ce graphe présente les coefficients C associés à l'intensité de la relation attendue entre la croissance du résultat et la valeur de l'entreprise. Ils sont estimés à partir des régressions annuelles ayant pour variable dépendante le cours boursier en fin d'année normé par la valeur comptable de l'action, et pour variables indépendantes le résultat par action prévu en décembre pour l'exercice à venir et l'accroissement de résultat attendu pour l'exercice suivant l'action, toutes les deux normées par la valeur comptable de l'action. L'échantillon est celui décrit au tableau n°2. La période d'étude s'étend de 1991 à 2010. Les données proviennent des bases Worldscope et IBES fournies par Thomson Financial.

