

LA GESTION DES RESULTATS LORS DES INTRODUCTIONS EN BOURSE EST ELLE INFORMATIVE ?

Auteur : BOUDABBOUS GASSARA Aida

Doctorante, LAFICOIF, FSEG, Tunis

Assistante, ESC, Sfax, Tunisie

Télé : 00 216 21 17 31 96

Route Aéroport km 4, BP 1081 sfax 3018 (Tunisie)

Co-auteur : ABAOUB Ezzeddine

Professeur en Finance à la FSEG Tunis

Résumé

Cette étude constitue l'une des premières études traitant de la gestion des résultats et la performance boursière à long terme des introductions en bourse dans un pays européen notamment la France. Nous examinons les 'accruals' discrétionnaires avant et après l'introduction en bourse et la performance économique et boursière futures. Nous utilisons deux méthodologies d'estimation des 'accruals' discrétionnaires, soit le modèle de Dechow et al. (2003) et une méthode plus récente développée par Kothari et al. (2005) appelée 'performance-matched discretionary accruals' et nous mesurons les rentabilités anormales avec différents *benchmarks*. Nos résultats montrent que quel que soit la méthodologie d'estimation de la gestion des résultats (Dechow VS Kothari), les 'accruals' discrétionnaires atteignent leur maximum à l'année d'introduction en bourse. Cependant, la performance boursière semble dépendre avec la méthodologie d'estimation des rentabilités anormales.

Mots clés: Introduction en bourse, Gestion des résultats, performance boursière.

Abstract

This study presents one of the first studies of earnings management by initial public offerings (IPO) firms in a European country. We investigate the pattern of discretionary accruals around the IPO and the post operating and market performances. We use two methodologies to evaluate discretionary accruals, i.e. the Dechow and al. model (2003) and the more recent performance-matched method developed by Kothari and al. (2005) and we measure long term abnormal returns with different benchmarks. Using both methodologies, we observe excessive abnormal positive accruals in the first year as a public company and a reversal of accruals during the period following the IPO. Whereas of the 'discretionary accruals' reach their maximum at the first year as a public company with two methodologies (Dechow VS Kothari), the stock exchange performance seems to vary with the methodology of estimate of abnormal returns.

Keys words: Initial public offerings, earnings management, market performance.

1. INTRODUCTION

Dans le contexte d'introduction en bourse, l'asymétrie d'information entre les émetteurs et les investisseurs est importante. Pour réduire cette asymétrie d'information, les entreprises qui s'introduisent en bourse sont invitées à publier un prospectus contenant les états financiers audités des exercices précédents l'année d'introduction (Roosenboom, 2003). Les marchés financiers s'appuient en bonne partie sur ces états financiers pour fixer le prix du titre lors d'un premier appel public à l'épargne ce qui peut motiver, en conséquence, les dirigeants à gérer leurs résultats à la hausse.

Depuis la création du Nouveau Marché en 1996 en France, les jeunes entreprises, de taille réduite et ayant un fort potentiel de croissance peuvent accéder aux marchés d'actions pour lever des fonds leur permettant d'assurer leur développement (Degeorge et Derrien, 2001). De telles entreprises semblent, selon Beneish, 1999¹, avoir une motivation importante pour gérer leurs résultats. Egalement, en France, à la différence des autres pays comme les Etats-Unis, la publication des informations prévisionnelles dans les prospectus d'émission est autorisée. Celle-ci fait l'objet d'une attention particulière de la part des investisseurs. En effet, ces prévisions constituent aux yeux des investisseurs un objectif à atteindre, ce qui a pour effet d'inciter l'entreprise à s'engager dans la gestion des résultats (Cornier et Magnan, 1995). Il peut être donc déduit que le marché français peut favoriser la gestion des résultats à la hausse. Par ailleurs, les managers ont la possibilité d'utiliser les marges de manœuvre dont ils disposent en matière de décisions comptables et de gestion pour deux motivations contradictoires : tromper les investisseurs ou les informer sur les perspectives futures de l'entreprise (Guay et al., 1996 ; Gul et al., 2003). Dans le premier cas, la gestion des résultats est qualifiée d'opportuniste alors que dans le second cas elle est qualifiée d'informative (signal).

Peu d'études adoptent l'hypothèse de signalisation par la gestion des résultats (Louis & Robinson, 2005). Elles se fondent sur le fait que les firmes supportent des coûts substantiels lorsqu'elles trompent le marché sur leur prospérité future (coût de litige, diminution de la notoriété de la firme et limitation de la flexibilité comptable future). Ces études considèrent que les firmes utilisent les 'accruals' discrétionnaires² pour signaler leur information privée lorsqu'elles estiment que les performances futures peuvent répondre aux attentes qui résultent de ces 'accruals'.

¹ Cité par Fan (2007), p.29

² Il s'agit de l'une des mesures de la gestion des résultats

Dans le contexte d'introduction en bourse, la plupart des études ont considéré que la gestion des résultats des entreprises révèle le comportement opportuniste des gestionnaires du fait de l'effet réversible des 'accruals' discrétionnaires sur les cours boursiers après l'introduction (Teoh et al., 1998-a ; Roosemboom, 2003) : c'est la sous-performance boursière à long terme dont d'autres études ont remis en cause l'existence (Brav et Gompers (1997), Chen et Pan (1999), Eckbo et Norli (2000), Degeorge et Derrien (2001), Sentis (2001)). Ceci nous conduit donc à s'interroger à nouveau sur le caractère opportuniste de la gestion des résultats lors des introductions en bourse et à se poser la question suivante :

La gestion des résultats pratiquée par les entreprises qui s'introduisent en bourse peut-elle être considérée comme un signal pour les investisseurs ?

Différentes mesures des 'accruals' discrétionnaires sont utilisées dans la littérature pour estimer la gestion des résultats. Les modèles les plus couramment utilisés sont le modèle de Jones (1991) et celui de Jones modifié (1995). Dechow et al. (2003) ont proposé un autre modèle « *forward looking model* » et ont montré qu'il est plus performant que trois autres modèles notamment leur modèle élaboré en 1995 (Jones modifié). De plus, Zhang (2002) affirme que le modèle de Dechow et al. (2003) a un pouvoir de détecter la gestion des résultats plus puissant que le modèle original de Jones ainsi que sa version modifiée. De même, Kothari et al. (2005) suggèrent que les méthodes existantes d'estimation des 'accruals' discrétionnaires sont biaisées lorsque l'évènement lié à l'incitation est associé à la performance. Ils ont proposé donc une méthode appelée par eux « *performance matched discretionary accruals* » qui recommande d'ajuster les 'accruals' discrétionnaires des entreprises par ceux des entreprises de contrôle. En conséquence, nous avons utilisé dans notre étude ces deux méthodologies pour mesurer la gestion des résultats au alentour de l'introduction en bourse.

D'après une analyse de la littérature existante, il nous semble que notre apport se situe à trois niveaux :

- (1) aucune étude n'a estimé la gestion des résultats par le modèle de Dechow et al. (2003) lors d'un évènement spécifique, notamment l'introduction en bourse ;
- (2) aucune étude n'a appliqué la méthode de Kothari et al. (2005) dans l'estimation de la gestion des résultats lors de l'introduction en bourse ;
- (3) la relation entre la gestion des résultats et la performance boursière à long terme des introductions en bourse dans le marché français reste peu abordée.

Nous proposons d'articuler ce travail comme suit : dans la section 2, nous faisons une revue des études antérieures pour énoncer les hypothèses de notre étude (§2). Nous exposons,

ensuite, l'échantillon, les données ainsi que les variables de la recherche (§3). Enfin, les hypothèses sont testées sur un échantillon d'entreprises françaises introduites en bourse à partir des tests et des régressions univariées et multivariées (§4).

2. HYPOTHESES

2.1. GR et introduction en bourse

Dans le contexte d'introduction en bourse, les dirigeants peuvent avoir recours à des ajustements à la hausse des bénéfices avant l'offre dans le but de faire grimper les cours boursiers et maximiser le prix de l'offre (Teoh, Welch et Wong (1998-a) et Roosenboom et al. (2003)). De même, les dirigeants peuvent aussi être motivés à gérer les résultats juste après l'introduction en bourse soit pour soutenir le cours boursier des actions après l'introduction et de le maintenir à une valeur élevée, soit pour sauvegarder leurs réputations et d'échapper aux poursuites légales (Teoh, Wong et Rao (1998) et Roosenboom et al. (2003)).

La plupart des études empiriques sur la gestion des résultats dans un contexte d'introduction en bourse ont été réalisées sur le marché américain (Aharony, Lin et Loeb (1993), Friedlan (1994), Teoh, Welch et Wong (1998-a), Teoh, Wong et Rao (1998), Pontbriand et Breton (1999), Ducharme et al. (2001) et Ducharme et al. (2004)). Sur le marché européen, et d'après notre connaissance, la seule étude réalisée est celle de Roosenboom et al. (2003) (en Hollande). Les résultats sont très concordants et la quasi-totalité des études montrent l'existence des manipulations comptables lors de l'introduction en bourse. En conséquence, nous avançons notre première hypothèse:

H1 : Les entreprises introduites en bourse gèrent leurs résultats à la hausse lors de l'introduction en bourse.

2.2. Gestion des résultats et performance future à long terme des introductions en bourse

La plupart des études sur le comportement boursier des titres des actions nouvellement introduites en bourse concluaient à l'existence des performances boursières négatives sur 3 à 5 ans après l'introduction (exemple Aggarwal et al. (1993), Ritter (1991), Loughran et Ritter (1995) et Yi (2001)).

Une des explications de ce déclin de performance boursière est l'existence de la gestion des résultats lors de l'introduction en bourse (Teoh, Welch et Wong (1998-a), Teoh et Wong et Rao (1998), DuCharme et al. (2001), Roosenboom (2003) et DuCharme et al. (2004)). Ces études montrent empiriquement que plus la gestion des résultats lors de l'introduction en bourse est importante, plus le déclin de la performance boursière à long terme est important ce qui affirme l'opportunisme de la gestion des résultats. En effet, les entreprises qui s'introduisent en bourse semblent avoir des performances opérationnelles favorables à court terme, mais elles ne peuvent pas les maintenir à long terme. Il en résulte une dégradation des performances boursières, vue que l'évolution des cours dépend des performances intrinsèques de l'entreprise.

D'autres études remettent en cause l'existence de sous-performance à long terme des introductions en bourse et montrent que les performances boursières ne sont pas différentes de zéro si des variables de risque sont prises en compte ou d'autres méthodologies de calcul des rentabilités anormales à long terme sont utilisées (Brav et Gompers (1997), Chen et Pan (1999), Eckbo et Norli (2000), Degeorge et Derrien (2001), Sentis (2001)).

La remise en cause de la performance boursière à long terme des introductions en bourse nous inspire à remettre en question le caractère opportuniste de la gestion des résultats.

En se basant sur la théorie des signaux et sur les coûts engendrés par la gestion des résultats, les investisseurs supposés être rationnels anticipent une gestion des résultats des entreprises s'introduisant en bourse. Ils considèrent que seules les entreprises de bonne qualité peuvent gérer à la hausse leurs résultats à un niveau inaccessible aux entreprises de mauvaise qualité. Autrement dit, les investisseurs ne seront surpris ni par les résultats publiés avant l'introduction qui sont exagérés ni par le déclin des résultats futurs. De ce fait, nous pouvons énoncer notre deuxième hypothèse:

H2 : les 'accruals' discrétionnaires durant la période d'introduction en bourse prévoient une détérioration de la performance économique future de la firme sans pour autant prévoir des rendements anormaux à long terme.

Cette hypothèse peut être défalquée en deux sous-hypothèses :

H2a : Il existe une relation négative entre les 'accruals' discrétionnaires de l'année d'offre et la performance économique future.

H2b : Il n'existe pas de relation entre les 'accruals' discrétionnaires de l'année d'offre et la performance boursière future.

3. METHODOLOGIE

3.1. Echantillon d'étude

Sur la période qui s'étale entre 1995 à 2004, le nombre d'entreprises françaises non financières communes entre les deux bases de données Datastream et Diane est de **327**. Cependant, pour faire face aux exigences statistiques relatives au modèle d'estimation des 'accruals' discrétionnaires de Dechow et al. (2003)³ et pour pouvoir examiner la gestion des résultats sur la fenêtre d'étude [-2 ; +2] par référence à l'année 0 (l'année de l'offre), nous n'avons retenu que les entreprises introduites en bourse durant la période [1999, 2001]. Ces entreprises sont au nombre de **143** et appartenant à 27 secteurs d'activités⁴. Le manque de données comptables nécessaires pour l'estimation de la gestion des résultats pour plusieurs entreprises et l'exigence d'un minimum de 10 entreprises par secteur⁵ nous ont conduits à retenir que le secteur de programmation et autres services de 'software' (code SIC 73), le secteur commerce en gros (code SIC 50) et le secteur services de gestion et services de consultance en gestion (code SIC 87).

Cet échantillonnage nous a permis d'utiliser un ensemble de **97** introductions en bourse effectuées entre la période [1999, 2001]. La taille de notre échantillon est relativement faible comparée à des études américaines (Ritter (1991), Teoh et al. (1998 a et b)) mais elle est conforme à la taille des échantillons des études européennes (Sentis (2001)). La répartition de notre échantillon d'introduction en bourse (les IB) sur la période d'étude (les IB entre 1999 et 2001) et suivant le secteur est récapitulée dans le tableau 1.

Secteur/Année d'étude	IB 1999	IB 2000	IB 2001	Totaux
Code SIC 73	19	32	13	64
Code SIC 87	7	3	3	13
Code SIC 50	7	9	4	20
Totaux	33	44	20	97

Tableau 1 : Description de l'échantillon

³ Ce modèle exige des variables relatives à l'année t-2 et t+1.

⁴ La répartition par secteur est effectuée en se référant aux codes SIC-US disponibles dans la base Diane.

⁵ Ce nombre est exigé pour effectuer des régressions afin d'estimer la gestion des résultats (voir la section suivante relative à l'estimation de la gestion des résultats).

3.2. Mesure des variables

3.2.1. Mesure de la gestion des résultats

La mesure de la gestion des résultats consiste à estimer tout d'abord les 'accruals' totaux puis à extraire de ces 'accruals' la partie laissée à la discrétion des dirigeants ('accruals' discrétionnaires).

o Calcul du total des 'accruals'

Vue que l'information relative aux flux de trésorerie liés à l'exploitation n'est pas disponible pour certaines entreprises de l'échantillon, le calcul du total des 'accruals' (TA) ne peut s'effectuer que par l'approche indirecte du bilan. Ainsi, à l'instar de Mard (2002) nous utilisons la formule suivante du calcul des 'accruals' totaux :

$$TA = \text{Production immobilisée} + \Delta \text{ Besoin en fonds de roulement (valeur brute)} - \text{Dotations aux amortissements et provisions nettes de reprises} \quad (\text{Équation 1})$$

Notons que le besoin en fonds de roulement se calcule de la façon suivante :

$$\text{Stocks} + \text{Avances et acomptes versés} + \text{Créances clients} + \text{Autres créances d'exploitation} - \text{Avances et acomptes reçus} - \text{Dettes fournisseurs} - \text{Autres dettes d'exploitation}$$

o Estimation des 'accruals' discrétionnaires

Nous avons estimé les 'accruals' discrétionnaires selon deux méthodologies : le modèle de Dechow et al. (2003) et la méthode de Kothari et al. (2005).

Les 'accruals' discrétionnaires représentent les résidus des modèles d'estimation de la gestion des résultats notamment le modèle de Dechow et al (2003). Ce modèle se présente comme suit :

$$TA_t = \alpha + \beta_1((1+k)\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_2 PPE_t + \beta_3 LagTA_t + \beta_4 GR - Sales_t + \varepsilon \quad (\text{Équation 2})$$

Avec ΔREV_t et ΔREC_t sont respectivement la variation du chiffre d'affaires net et la variation des comptes clients nets de l'entreprise calculées entre l'année t et t-1 ; PPE_t la valeur brute des immobilisations corporelles de l'entreprise durant l'année t (ces trois variables sont standardisées par l'actif total de la fin de la période t-1); $LagTA_t$ est le total des 'accruals' de l'année t-1 (standardisé par le total actif de l'année t-2) et $GR - Sales_t$ est la variation du chiffre d'affaires entre la période t et t+1 (standardisée par le chiffre d'affaires de la période t). Le coefficient (k) qui représente le pourcentage des ventes à crédit considéré non discrétionnaire est obtenu par l'estimation de la régression suivante : $\Delta REC = \alpha + k\Delta REV + \varepsilon$.

Nous avons estimé les ‘accruals’ non discrétionnaires d’une firme i nouvellement introduite en bourse pour une année t à partir d’une régression transversale du modèle en utilisant un échantillon d’estimation⁶. Enfin, les ‘accruals’ discrétionnaires de la firme i pour l’année t sont obtenus par la différence entre le total des ‘accruals’ et les ‘accruals’ non discrétionnaires ($AD=TA-AND$)⁷.

Pour contrôler l’effet de la performance sur les ‘accruals’ discrétionnaires, nous avons appliqué la méthode de Kothari et al. (2005). Pour chaque entreprise de notre échantillon, nous avons choisi une entreprise de contrôle ayant le même two digit SIC Code et dont le niveau de performance ROA_t , qui est égal au résultat net de l’année t divisée par le total des actifs de la même année, se rapprochait le plus de l’entreprise introduite (la différence entre la ROA_t de l’entreprise de contrôle et celui de l’entreprise en introduite en bourse est inférieure à 20%). Les ‘accruals’ discrétionnaires estimés par cette méthode est la différence entre les deux estimations des ‘accruals’ discrétionnaires des deux entreprises (AD de l’entreprise introduite en bourse- AD de l’entreprise de contrôle).

3.2.2. Mesure de la performance économique

La performance économique, appelée encore performance opérationnelle, recouvre l’ensemble des techniques utilisées en analyse financière pour juger de la santé financière d’une entreprise. Nous avons choisi deux mesures de performance économique :

La rentabilité économique : (RE) elle est appréciée par le résultat opérationnel sur le total des actifs (RO/TA). « Le résultat opérationnel est le résultat avant la prise en compte des impôts et taxes et des amortissements et provisions. Elle s’apparente à la notion anglo-saxonne d’*operating income*» (Sentis, 2001, P.101).

Ratio de marge économique: (ME) ce ratio est égal au rapport entre le résultat opérationnel et le chiffre d’affaires (RO/CA) et s’apparente à la notion anglo-saxonne d’*operating income per dollar of sales*.

⁶ L’échantillon d’estimation d’une firme i nouvellement introduite en bourse pour l’année t est constitué par toutes les entreprises ayant le même two digit code SIC (Standard Industrial Classification), exclusion faite des entreprises faisant un premier appel public durant l’année t ainsi que la firme en question (Teoh, Welch et Wong, 1998 a).

⁷ Pour une description détaillée d’estimation des ‘accruals’ discrétionnaires, voir Teoh, Welch et Wong (1998-a), appendix A, p. 1966-1969.

3.2.3. Mesure de la performance boursière

La réaction du marché financier est représentée par les rendements anormaux à long terme suite à l'évènement d'introduction en bourse qui sont mesurés par les études d'évènement à long terme : $RA_{it} = R_{it} - E(R_{it})$ (Équation 3).

Avec RA_{it} est le rendement anormal de l'entreprise émettrice i au mois t ; R_{it} est le rendement de l'entreprise émettrice i observé au mois t qui est mesuré par la différence entre le cours boursier de l'entreprise i au mois t et le cours boursier au mois $t-1$ divisé par le cours boursier du mois $t-1$ et $E(R_{it})$ est le rendement du t *benchmark* (Rendement théorique que l'entreprise i devrait observer au mois t en l'absence de l'évènement d'introduction en bourse).

La littérature existante sur la performance boursière à long terme suite à un évènement spécifique suggère que les résultats sont très sensibles d'une part, au mode de calcul de la performance choisi, d'autre part, au *benchmark* utilisé pour calculer la performance (voir Barber et Lyon (1997) et Brav et Gompers (1997), Kothari et Warner (1997), Pettitt (2002)). De plus, DeGeorge et Derrien (2001) affirment qu'aucune des méthodes utilisées dans la littérature ne bénéficie d'avantages décisifs en termes de rigueur statistique et de signification économique. En conséquence, Pettitt (2002) suggère d'utiliser plusieurs variantes méthodologiques (p.63). Les différents choix effectués dans notre étude concernent (1) le modèle de calcul des rentabilités anormales et (2) la méthode permettant d'agrèger les rentabilités anormales et (3) le test statistique de significativité des rentabilités anormales.

1. Les modèles d'estimation des rentabilités théoriques

Pour l'estimation des rentabilités théoriques ($E(R_{it})$), nous avons utilisé le modèle des portefeuilles de taille et de *book-to-market*, le modèle d'indice de marché et le modèle des entreprises de contrôle de même secteur et de même taille.

o Le modèle des portefeuilles de taille et de *book-to-market* : (PF)

D'abord, nous avons pris toutes les entreprises recensées dans la base de Datastream n'ayant pas fait l'objet d'introduction en bourse au cours de la période allant de 1999 à 2004 (pour éviter le biais de nouvelles introductions évoqué par Barber et Lyon (1997) et Kothari et Warner (1997)). Ensuite, au 31 décembre⁸ de chaque année, ces entreprises sont classées par ordre croissant de leur capitalisation boursière (*market value*). En fonction de leur classement,

⁸ Nous avons choisi de rééquilibrer les portefeuilles de référence annuellement comme la majorité des auteurs et d'effectuer le rééquilibrage en mois de décembre, négligeant ainsi le délai entre la clôture de l'exercice et la publication des états financiers. Notre choix du mois de rééquilibrage est similaire à celui de Michaely, Thaler et Womack (1995) et Gregory (1997) (cités par Pettitt, 2002, p. 58).

elles sont réparties dans 10 portefeuilles appelés « portefeuilles de taille ». Enfin, pour chaque portefeuille de taille, toutes les entreprises sont classées par ordre croissant de leur *book-to-market*⁹. En fonction de leur classement, les entreprises sont réparties dans 5 portefeuilles. La décomposition des 10 portefeuilles de taille en 5 conduit à 50 portefeuilles de taille et de *book-to-market*¹⁰. La rentabilité mensuelle du portefeuille de référence p entre les mois de janvier et de décembre de l'année t est égale à la moyenne équi-pondérée des rentabilités mensuelles des titres qui appartiennent à ce portefeuille au 31 décembre de l'année t-1.

○ Le modèle d'indice de marché SBF 250 : (IM)

Le modèle de l'indice de marché est un cas particulier du modèle des portefeuilles de référence (portefeuille de marché). Nous avons choisi l'indice de marché SBF250 étant donnée qu'il reflète l'évolution du marché parisien dans son ensemble.

○ Le modèle des entreprises de contrôle : (EC)

Cette procédure est recommandée par les études méthodologiques traitant de la détection des performances anormales boursières et financières des entreprises confrontées à un événement particulier (Barber et Lyon, 1997 ; Kothari et Warner, 1997).

Pour chaque entreprise de notre échantillon d'introduction en bourse, nous avons choisi une entreprise de contrôle ayant le même 'one digit SIC¹¹ code' et dont la taille (capitalisation boursière mesurée à la fin de l'exercice fiscal de l'introduction en bourse) se rapprochait le plus de l'entreprise introduite (la différence entre la capitalisation boursière de l'entreprise de contrôle et celle de l'entreprise en question est positive et elle est inférieure à 20%).

2. Les méthodes d'agrégation des rentabilités anormales

Méthode (1) la rentabilité anormale cumulée du titre i entre les dates a et b :

$$RAC_{i[a,b]} = \sum_{t=a}^b [R_{it} - E(R_{it})] \quad (\text{Équation 4})$$

Méthode (2) : la rentabilité anormale *buy-and-hold* du titre i entre les dates a et b :

$$RABH_{i[a,b]} = \prod_{t=a}^b [1 + R_{it}]^t - \prod_{t=a}^b [1 + E(R_{it})]^t \quad (\text{Équation 5})$$

3. Le test de significativité statistique des rentabilités anormales

⁹ Le *book to market* est défini comme le rapport entre la valeur comptable et la valeur boursière des actions

¹⁰ Alors que Fama et French (1992) construisent 100 portefeuilles de référence, la majorité des auteurs se limitent à 50 portefeuilles de taille et de de *book-to-market*, construits en croisant 10 portefeuilles de taille avec 5 portefeuilles de *book-to-market* (Petitt, 2002, p.59).

¹¹ Nous avons fait recours au one digit SIC Code au lieu de Three et Two digit SIC Code, utilisés dans l'étude de Teoh et al. (1998-a) et Fan (2007), en raison de la spécificité du marché français. En effet, en se basant sur 'Three' et 'Two' digit SIC code, le nombre d'entreprises cotées est nettement inférieur à celui des entreprises de notre échantillon.

Après avoir calculé la rentabilité anormale de chaque titre i sur la fenêtre d'évènement, il est nécessaire de calculer la moyenne des rentabilités anormales des N titres concernés par l'évènement :

$$\overline{RA}_{[a,b]} = \sum_{i=1}^N p_i RA_{i[a,b]} \quad \text{(Équation 6)}$$

Avec, $\overline{RA}_{[a,b]}$ est la moyenne des rentabilités anormales des N titres entre les dates a et b ; $RA_{i[a,b]}$ est la rentabilité anormale du titre i entre les dates a et b et p_i est le coefficient de pondération du titre i . p_i est égale à $1/N$ si les rentabilités anormales sont équi-pondérées ('Equal Weight') et à V_i/V_N si les rentabilités sont pondérées par la taille ('Value Weight').

Sur la base de ces différents choix méthodologiques, nous avons alors six variables notées **RABH (PF)**, **RABH (IM)**, **RABH (EC)**, **RAC (PF)**, **RAC (IM)** et **RAC (EC)** analysées pour le cas d' *Equal Weight* et de *Value Weight*.

3.3. Période d'examen des variables

halshs-00543206, version 1 - 6 Dec 2010

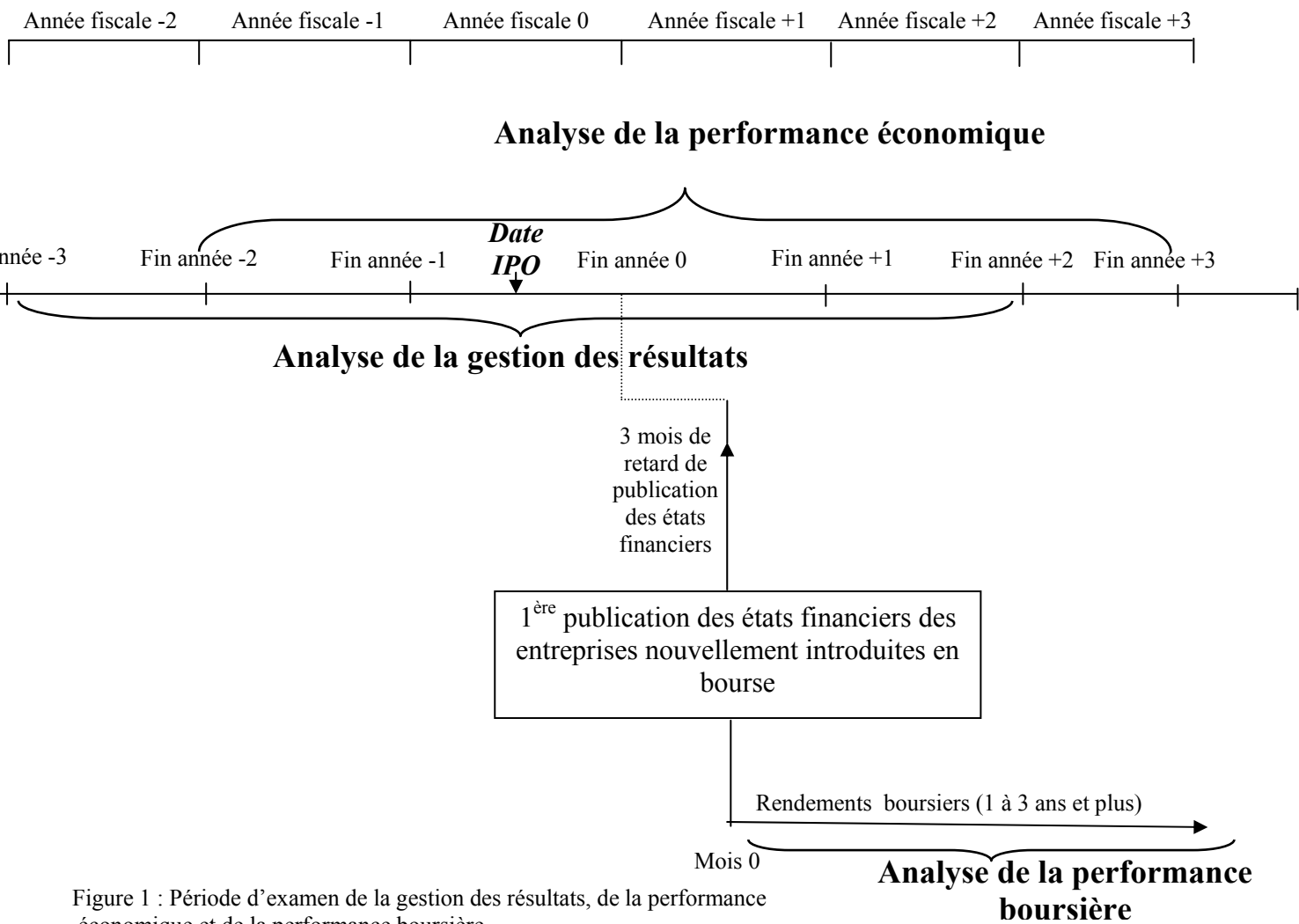


Figure 1 : Période d'examen de la gestion des résultats, de la performance économique et de la performance boursière

Le mois 0 correspond au 4^{ème} mois après la fin de l'année fiscale 0 supposé être le mois où les entreprises nouvellement cotées en bourse publient leur rapport annuel et les différents rendements ajustés sont calculés pour une période allant du mois 0 au mois 57¹².

4. RESULTATS

4.1. Analyse de la gestion des résultats

	Modèle de Dechow et al. (2003)		Méthode de Kothari et al. (2005)	
	Moyenne des 'accruals'	sig	Moyenne des 'accruals'	sig
Année -2	-0,039	(0,244)	-0,085	(0,032**)
Année -1	0,021	(0,513)	-0,040	(0,420)
Année 0	0,126	(0,004**)	0,144	(0,008**)
Année +1	0,019	(0,472)	-0,009	(0,794)
Année +2	-0,009	(0,649)	-0,019	(0,490)

Tableau 2 : Moyenne des 'accruals' discrétionnaires des années -2 ; -1 ; 0 ; +1 et +2

** le test est significatif à un niveau de risque de 5%

Le tableau 2 nous montre que la moyenne des 'accruals' discrétionnaires mesurés par les deux méthodologies (Dechow et al. VS Kothari et al.) est maximale à l'année 0 et elle est significativement positive ($p=0,004$ et $0,008$). Nous pouvons déduire que c'est l'évènement d'introduction en bourse qui a motivé les entreprises de notre échantillon à gérer à la hausse leurs résultats l'année d'introduction.

4.2. Gestion des résultats et performance économique future

4.2.1. Analyse de la performance économique

Nous avons effectué les différentes mesures de performance opérationnelle sur les entreprises de notre échantillon pour chacune des années comprenant et entourant l'introduction en bourse : fin des années -1, 0, +1, +2 et +3.

Vue que les mesures de performance opérationnelle peuvent être biaisées et que la moyenne est particulièrement sensible aux observations extrêmes '*outliers*', nous avons utilisé la médiane comme mesure de la tendance centrale (Jain et Kini, 1994, p.1704). Ainsi,

¹²Les données de prix mensuels ont été collectées jusqu'à fin décembre 2004. De ce fait, nous disposons d'un historique de 57 mois pour les émissions de 1999, de 45 mois pour les émissions de 2000 et de 33 mois pour les émissions de 2001. La performance est calculée sur l'échantillon complet jusqu'à un horizon de 33 mois.

l'évolution de la performance opérationnelle (non ajustée) de chaque entreprise introduite en bourse est la valeur de la médiane de la variation de performance (médiane {performance opérationnelle $i(t)$ - performance opérationnelle $i(-1)$ } avec i représente l'entreprise introduite en bourse, t une année postérieure à l'année d'introduction en bourse et -1 l'année précédente l'introduction en bourse). Les résultats sont récapitulés dans le tableau 3.

Médiane de la variation	Période par rapport à l'introduction en bourse							
	De -1 à 0	Sig (W) ¹³	De -1 à 1	Sig (W)	De -1 à 2	Sig (W)	De -1 à 3	Sig (W)
(RE)	-0,008	0,039**	-0,064	0,000**	-0,068	0,000**	-0,062	0,000**
(ME)	0,014	0,246	-0,017	0,140	-0,033	0,014**	-0,004	0,346

Tableau 3 : La variation de la performance opérationnelle des introductions en bourse

Le tableau 3 nous montre une diminution de rentabilité économique significative sur l'ensemble des périodes d'observation. La diminution la plus importante se situe à la période de l'année précédent à l'introduction en bourse à deux années après (-1 à 2) (6,8%) et la plus faible à la période de -1 à 0 (0,8%). Nos résultats corroborent ceux de Jain et Kini (1994) et de Sentis (2001). De même, nous observons un déclin de la marge économique qui commence dans ce cas qu'à partir de l'année +1. En revanche, cette variation n'est significative que pour la période (-1,2) ce qui confirme parfaitement les résultats de Sentis (2001).

4.2.2. Prédiction du déclin de la performance économique par la gestion des résultats

Nous avons effectué trois régressions linéaires univariées selon que la performance future est estimée à la fin de l'année 1, 2 et 3. La variable dépendante de chaque régression est la variation future de la performance économique (différence entre la moyenne de la performance future allant d'une année à trois années et la performance de l'année d'offre) et la variable indépendante est le niveau des 'accruals' discrétionnaires l'année d'offre.

		Méthodologie de mesure de la gestion des résultats					
		Dechow et al. (2003)			Kothari et al. (2005)		
Panel A : Variable dépendante est Δ rentabilité économique (RO / TA)		Δ RE ₁	Δ RE ₂	Δ RE ₃	Δ RE ₁	Δ RE ₂	Δ RE ₃
Variable indépendante	'Accruals' discrétionnaires (année 0)	-0,026	-0,017	-0,038	0,024	0,025	-0,008
	Sig	0,513	0,640	0,280	0,494	0,458	0,796

¹³ Le test de rang de Wilcoxon est utilisé pour apprécier la significativité dans l'évolution des variables sur les différentes périodes examinées étant donné que la distribution des variables mesurées ne satisfait pas aux critères d'une distribution normale.

	R2 ajusté	-1,3%	-1,7%	0,4%	-1,4%	-1,2%	-2,4%
Panel B : Variable dépendante est Δ marge économique (RO / CA)		Δ ME ₁	Δ ME ₂	Δ ME ₃	Δ ME ₁	Δ ME ₂	Δ ME ₃
Variable indépendante	'Accruals' discrétionnaires (année 0)	-0,142	-0,113	-0,139	-0,078	-0,037	-0,029
	Sig	0,000**	0,006**	0,001**	0,003**	0,164	0,361
	R2 ajusté	37,9%	17,7%	22,2%	23,7%	3,2%	-0,4%

Tableau 4 : Régressions de la variation future de performance avec la gestion des résultats de l'année 0

Le tableau 4 nous montre que le coefficient des 'accruals' discrétionnaires estimés par le modèle de Dechow et al. (2003) est négatif pour toutes les régressions mais n'est statistiquement significatif que pour la marge économique. Concernant la méthode de Kothari et al. (2005), ce coefficient est toujours négatif pour la marge économique mais n'est significatif qu'après une année de l'introduction en bourse et il est toujours non significatif pour la rentabilité économique. La mesure de la performance économique par la marge économique nous permet alors de **valider H2a**.

4.3. Gestion des résultats et performance boursière future

4.3.1. Analyse de performances boursières à long terme

Période d'analyse		Equal Weight		Value Weight	
		RABH	RAC	RABH	RAC
Panel A : Rentabilités normatives calculées à partir des portefeuilles (taille et book-to-market)					
12 mois à partir du mois 0	Moy	-0,492	-0,565	-0,218	-0,253
	Sig(t) Sig(w)	(0,009**) (0,000**)	(0,008**) (0,000**)	(0,367) (0,006**)	(0,252) (0,132)
24 mois à partir du mois 0	Moy	-0,554	-0,598	-0,069	0,064
	Sig(t) Sig(w)	(0,005**) (0,000**)	(0,014**) (0,075*)	(0,858) (0,000**)	(0,781) (0,979)
36 mois à partir du mois 0	Moy	-0,995	-0,761	-0,348	0,004
	Sig(t) Sig(w)	(0,021**) (0,000**)	(0,019**) (0,072*)	(0,009**) (0,000**)	(0,991) (0,507)
48 mois à partir du mois 0	Moy	-0,689	-0,665	-0,153	0,362
	Sig(t) Sig(w)	(0,032**) (0,000**)	(0,088*) (0,101)	(0,315) (0,001**)	(0,305) (0,918)
Panel B : Rentabilités normatives calculées à partir d'indice de marché SBF 250					
12 mois à partir du mois 0	Moy	-0,248	-0,318	-0,328	-0,421
	Sig(t) Sig(w)	(0,000**) (0,000**)	(0,000**) (0,000**)	(0,206) (0,005**)	(0,030**) (0,042**)
24 mois à partir du mois 0	Moy	-0,169	-0,170	-0,123	-0,044
	Sig(t)	(0,003**)	(0,119)	(0,748)	(0,827)

	Sig(w)	(0,000**)	(0,311)	(0,001**)	(0,419)
36 mois à partir du mois 0	Moy	-0,168	-0,131	-0,304	-0,211
	Sig(t)	(0,019**)	(0,305)	(0,019**)	(0,489)
	Sig(w)	(0,000**)	(0,200)	(0,000**)	(0,542)
48 mois à partir du mois 0	Moy	-0,328	-0,366	-0,387	-0,080
	Sig(t)	(0,000**)	(0,013**)	(0,105)	(0,651)
	Sig(w)	(0,000**)	(0,049**)	(0,002**)	(0,802)
Panel C : Rentabilités normatives calculées à partir des entreprises de contrôle (secteur et taille)					
12 mois à partir du mois 0	Moy	-0,176	-0,225	0,064	0,076
	Sig(t)	(0,173)	(0,131)	(0,799)	(0,734)
	Sig(w)	(0,058*)	(0,054*)	(0,160)	(0,123)
24 mois à partir du mois 0	Moy	-0,290	-0,314	0,336	0,141
	Sig(t)	(0,101)	(0,116)	(0,473)	(0,409)
	Sig(w)	(0,058*)	(0,123)	(0,068*)	(0,633)
36 mois à partir du mois 0	Moy	-0,436	-0,262	-0,039	0,368
	Sig(t)	(0,087*)	(0,238)	(0,650)	(0,678)
	Sig(w)	(0,074*)	(0,170)	(0,051*)	(0,271)
48 mois à partir du mois 0	Moy	-0,343	-0,341	0,043	0,324
	Sig(t)	(0,113)	(0,221)	(0,749)	(0,452)
	Sig(w)	(0,106)	(0,199)	(0,138)	(0,475)

Tableau 5 : Performances boursières à long terme pour différentes périodes d'étude

**, * significatif respectivement au seuil de 5% et 10%.

D'après le tableau 6, nous observons qu'indépendamment du *benchmark* utilisé pour le calcul des rentabilités normatives, les rentabilités anormales pondérées par *Equal Weight* sont négatives sur un horizon de temps allant d'un an à quatre ans à partir du mois 0 mais la signification statistique n'est pas toujours prouvée. Pour le cas particulier des rentabilités anormales $RABH_{0,36}$ retenues dans la majorité des études antérieures, elles sont inférieures à -16% et elles sont significatives. Ce résultat corrobore avec les études menées aux Etats-Unis (Ritter (1991) a trouvé des performances inférieures à -29%, à la Grande Bretagne (Espenlaub, Gregory et Tonks (2000) ont montré que les titres émis affichent une performance boursière de -8% à -28%) et aux Hollandes (Roosenboom (2003) a montré une sous performance qui varie entre -13% à -30%).

Quant à la méthode de Value Weight, les rentabilités anormales varient entre -42% et +36% suivant le *benchmark* et la période. Lorsque les performances boursières à long terme sont positives les deux tests t et W s'accordent à infirmer la signification. A l'encontre, lorsque les rentabilités anormales sont négatives, les deux tests s'accordent à infirmer la signification pour RAC mais se diffèrent pour RABH (le test t semble infirmer la signification par contre le test W semble l'affirmer). En conséquence, la pondération des rentabilités anormales par la méthode *Value Weight* semble augmenter les rentabilités anormales à long terme des

introductions en bourse ce qui confirme l'idée de Lyon et al. (1991) qui stipule que la dégradation de la performance est plus sensible au sein des entreprises de petite taille.

Par ailleurs, les entreprises de notre échantillon semblent sous-performer si nous comparons leurs performances à celles des portefeuilles constitués d'entreprises comparables en terme de capitalisation boursière et de book-to-market. Ce résultat s'oppose avec celui de Degeorge et Derrien (2001). En effet, ces auteurs ont montré que la sous-performance boursière, observée par la comparaison des entreprises introduites en bourse à celles de leurs secteurs d'activité, disparaît par la méthodologie des portefeuilles de référence.

Ces résultats nous montrent que la performance à long terme est tributaire à la méthodologie utilisée ce qui nous permet de valider en partie notre sous-hypothèse H2b. En effet, Fama (1998, p.3) affirme que si les rendements anormaux disparaissent avec le changement de la méthode par laquelle ils sont estimés, l'anomalie de la sous performance à long terme n'est qu'une illusion.

4.3.2. Préviation de la performance boursière par la gestion des résultats

Pour visualiser la relation entre la gestion des résultats et la performance boursière à long terme nous avons effectué deux analyses par régressions : une régression univariée et une régression multivariée.

o Régression multivariée

De l'étude de la performance économique à long terme mesurée par la marge économique, nous avons montré qu'il existe un déclin de performance à long terme et que ce déclin peut être expliqué par la gestion des résultats l'année d'introduction en bourse. La régression déjà effectuée dont la variable dépendante est la variation de la marge économique calculée à la fin de l'année +3 et la variable indépendante est la gestion des résultats de l'année 0 estimée par les 'accruals' discrétionnaires (AD_0) se présente comme suit : $\Delta ME_3 = \alpha_0 + \alpha_1 AD_0 + \gamma_1$ $\alpha_1 < 0$ (Équation 7).

En se basant sur la procédure Bernard et Thomas (1990) (cité par Rangan, 1998, p. 117, parag.3), nous testons empiriquement l'équation $RA_3 = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_1 + \lambda_2 AD_0 + \varepsilon_1$ (Équation 8).

La variable dépendante de cette régression est la rentabilité anormales mesurée dans la période [0,33] mois et les deux variables indépendantes sont le résidu de la régression représentée dans l'équation 7 (γ_1) et la gestion des résultats de l'année 0 (AD_0). Si le marché financier est efficient et les investisseurs interprètent correctement l'effet de la gestion des

résultats sur la performance économique, le coefficient de la variable (AD_0) serait nul. Par contre, si le marché n'arrive pas à comprendre cette association négative entre la gestion des résultats de l'année 0 et le déclin futur des performances économiques, le coefficient de la variable (AD_0) serait négatif.

Variable indépendante	Variable dépendante : Rentabilités anormales (RA)					
	Portefeuille		Indice de marché		Entreprise de contrôle	
	RABH	RAC	RABH	RAC	RABH	RAC
Panel A : 'Equal Weight'						
'Accruals' discrétionnaires (année 0)	0,079 (0,795)	-0,903 (0,048**)	0,114 (0,446)	-0,550 (0,180)	-0,373 (0,339)	-0,718 (0,133)
Résidu de l'équation 2 (γ)	1,165 (0,341)	1,504 (0,407)	-0,302 (0,630)	0,094 (0,955)	1,057 (0,563)	4,992 (0,031**)
R ² ajusté	-2,9% (0,611)	7,1% (0,100*)	-3,4% (0,649)	-0,3% (0,400)	-3,4% (0,531)	23,4% (0,035**)
Panel B : 'Value Weight'						
'Accruals' discrétionnaires (année 0)	-0,0006 (0,122)	-0,001 (0,035**)	-0,0003 (0,262)	0,0001 (0,910)	-0,001 (0,409)	-0,0005 (0,887)
Résidu de l'équation 2 (γ)	0,0002 (0,872)	0,0009 (0,669)	0,0005 (0,686)	-0,0002 (0,921)	0,012 (0,154)	0,024 (0,163)
R ² ajusté	1,8% (0,291)	9,6% (0,093*)	-1,7% (0,487)	-7,3% (0,989)	4,6% (0,261)	0,8% (0,366)

Tableau 6 : Régression multivariés des rentabilités anormales avec la gestion des résultats (**, * significatif respectivement au seuil de 5% et 10%)

Les résultats représentés dans le tableau 8 montrent que le coefficient des 'accruals' discrétionnaires est significativement négatif que pour le cas d'ajustement des rentabilités par le portefeuille et selon la méthode RAC. Quant à la valeur de ces coefficients, elle est proche de zéro pour RAC(PF)_{VW} (-0,001) et différente de zéro pour RAC(EC)_{EW} (-0,903).

o Régression univariée

Nous faisons des régressions univariées avec la variable dépendante est toujours la rentabilité anormale et la variable indépendante est seulement les 'accruals' discrétionnaires de l'année d'introduction en bourse mesurés par les deux méthodologies. Nous avons écarté la variable (γ) étant donnée qu'elle est non significative pour la majorité des régressions multivariées.

Pondération des rentabilités anormales	Variable indépendante	Variable dépendante : Rentabilités anormales (RA)					
		Portefeuille		Indice de marché		Entreprise de contrôle	
		RABH	RAC	RABH	RAC	RABH	RAC
Panel A : Modèle de Dechow et al. (2003)							

<i>Equal Weight</i>	‘Accruals’ discrétionnaires (année 0)	-0,048 (0,850)	-0,869 (0,029**)	0,136 (0,228)	-0,559 (0,140)	-0,248 (0,558)	-1,193 (0,015**)
	R² ajusté	-2,5% (0,850)	8,9% (0,029**)	1,4% (0,228)	3% (0,140)	-3,2% (0,558)	23,4% (0,015**)
<i>Value Weight</i>	‘Accruals’ discrétionnaires (année 0)	-0,001 (0,008**)	-0,001 (0,003**)	-0,0005 (0,129)	-0,0001 (0,766)	-0,001 (0,518)	0,0001 (0,976)
	R² ajusté	16,8% (0,008**)	22,8% (0,003**)	4,3% (0,129)	-2,9% (0,766)	-3,2% (0,518)	-6,2% (0,976)
Panel B : Méthode de Kothari et al. (2005)							
<i>Equal Weight</i>	‘Accruals’ discrétionnaires (année 0)	-0,128 (0,497)	-0,630 (0,107)	0,030 (0,736)	-0,119 (0,708)	0,113 (0,725)	0,462 (0,345)
	R² ajusté	-1,8%	5,2%	-3,5%	-2,8%	-5,1%	-0,3%
<i>Value Weight</i>	‘Accruals’ discrétionnaires (année 0)	-0,0007 (0,099*)	0,0008 (0,124)	-0,0002 (0,460)	0,001 (0,059*)	0,0005 (0,782)	0,006 (0,219)
	R² ajusté	6,9%	6,1%	-1,8%	11,4%	-6,1%	4,2%

Tableau 7 : Régression univariée des rentabilités anormales avec la gestion des résultats

Nous remarquons que les coefficients des ‘accruals’ discrétionnaires estimés par le modèle de Dechow et al. (2003) sont significativement négatifs et proches de zéro dans deux régressions dont la méthode de pondération est *Value Weight* ($RAC(PF)_{vw}$ et $RABH(PF)_{vw}$) alors qu’ils sont différents de zéro dans deux régressions où la méthode de pondération est *Equal Weight* ($RAC(PF)_{EW}$ et $RAC(EC)_{EW}$).

L’application de la méthode de Kothari et al. (2005) fait ressortir uniquement deux régressions dont les coefficients des ‘accruals’ discrétionnaires sont significatifs ($RABH(PF)_{vw}$ et $RAC(IM)_{vw}$). L’un est de signe positif et l’autre est de signe négatif mais leurs valeurs absolues sont proches de zéro (-0,0007 et 0,001).

Les valeurs proches de zéro des coefficients des ‘accruals’ discrétionnaires notamment pour le cas de la méthode de Kothari et al. (2005) nous permettent de valider notre deuxième sous-hypothèse H2a.

5. CONCLUSION

De nombreuses études s’intéressent aux performances financières des entreprises qui s’introduisent en bourse et leur relation avec la gestion des résultats. Les travaux publiés portent essentiellement sur les introductions réalisées sur le marché américain. Il nous manque encore souvent de travaux réalisés sur les marchés européens. L’objectif du présent article consisté à examiner le contenu informationnel de la

gestion des résultats pratiquée lors de l'introduction en bourse. Pour ce faire, nous avons effectué sur un échantillon de 97 introductions en bourse trois analyses pour tester tout d'abord l'existence de la gestion des résultats lors de l'introduction (H1), ensuite le déclin de la performance opérationnelle qui pourrait en résulter (H2a) et enfin l'inexistence de la sous-performance boursière résultante de cette gestion des résultats (H2b).

L'examen du phénomène de la gestion des résultats autour des introductions en bourse nous a montré que les 'accruals' discrétionnaires, estimés par deux méthodologies à savoir le modèle de Dechow et al. (2003) et la méthode de Kothari et al. (2005), atteignent leur maximum à l'année d'introduction en bourse et que le haut niveau de ces 'accruals' est du en grande partie à l'évènement d'introduction en bourse. Ce qui nous a permis de confirmer notre hypothèse H1.

Ensuite, pour les deux mesures de la performance opérationnelle à savoir la marge et la rentabilité économique, nous avons observé leur déclin après l'introduction en bourse (une année à trois années après l'introduction). Ce déclin semble être du à la gestion des résultats mais seulement avec la mesure de la performance par la marge économique. En conséquence, cette mesure de la performance économique nous conduit à confirmer notre sous-hypothèse H2a.

Enfin, l'étude de la performance boursière a révélé qu'elle est extrêmement variable et dépend en grande partie de la méthodologie choisie pour l'estimation des rentabilités anormales. Ainsi, suivant le *benchmark* utilisé (portefeuilles, indice de marché et entreprises de contrôle), les introductions en bourse semblent sous performer si nous utilisons la méthode d'agrégation des rentabilités RABH et la méthode de pondération *Equal Weight*. En revanche, si nous utilisons la méthode d'agrégation RAC et la méthode de pondération *Value Weight*, cette sous-performance semble disparaître. Au total, nous ne pouvons pas affirmer que les titres émis affichent des performances boursières anormales sur l'horizon de un à trois années après l'introduction. De même, la relation entre la gestion des résultats et la performance boursière observée dans un horizon de trois années semble être sensible à la méthodologie utilisée. La méthode de Kothari et al. (2005) nous a permis de confirmer l'inexistence de cette relation (les coefficients des 'accruals' discrétionnaires dans les différentes régressions sont proches de zéro) et de valider par conséquent notre sous-hypothèse H2b.

De ces résultats nous pouvons conclure qu'à l'opposé des études antérieures qui considèrent la gestion des résultats lors de l'introduction en bourse comme opportuniste, la partie de la gestion des résultats liée uniquement à l'évènement d'introduction (estimée par la méthode de

Kothari et al. (2005)) peut être considérée comme un signal envoyé par les entreprises aux investisseurs.

Références bibliographiques

- Aggarwal R. & Rivoli P. (1990) «Fads in The Initial Public Offerings?», *Financial Management* , pp.45-57.
- Aharony J., Lin C.J. and Loeb M.P. (1993) « Initial Public Offerings, Accounting Choices, and Earnings Management », *Contemporary Accounting Research*, vol 10, n°1, pp. 61-81
- Barber B.M. et Lyon J.D. (1997) «Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics», *Journal of Financial Economics*, vol. 43, p. 359-399.
- Brav A. & Gompers P.A. (1997) «Myth or Reality? The Long-Run Underperformance of Initial Public Offerings: Evidence from Venture and Non-Venture Capital-Backed Companies», *The Journal of Finance*, vol.LII, n°5, pp.1791-1821.
- Chen A. et Pan K. L. (1999) «An Answer to the Long-Run Performance Puzzle of IPOs in Taiwan: An application of the Fama-French Model», Working paper, National Sun Yat-Sen University, 1999.
- Cormier, D. et Magnan, M. (1995) « Le cas des firmes publiant des prévisions lors d'un premier appel public à l'épargne » *Comptabilité- Contrôle- Audit Tome1*, vol 1, Mars.
- Dechow P.M., Richardson S.A. and Tuna I. (2003) «Why are Earnings Kinky ? An Examination of the Earnings Management Explanation», *Review of Accounting Studies*, Vol.8, June-Septembe, pp.355-384.
- Degeorge F. et Derrien F. (2001) « Les déterminants de la performance à long terme des introductions en bourse : le cas français », *Banque& Marchés* n° 55, novembre-décembre
- DuCharme L. L., Malatesta P. H. and Sefcik S. E. (2001) « Earnings Management : IPO Valuation and Subsequent Performance », *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, vol 16, iss 4, pp.369-396
- DuCharme L. L., Malatesta P. H. and Sefcik S. E. (2004) «Earnings Management, Stock issues, and shareholder lawsuits», *Journal of Financial Economics*, vol 71, pp.27-49.
- Eckbo,E. et Norli, O. (2000) «Leverage, Liquidity and Long-Run IPO Returns» Working Paper, Dartmouth College.
- Espenlaub S., Gregory A. and Tonks I. (2000) « Re-assessing the long-term underperformance of U.K. initial public offerings », *Contemporary Accounting Research*, September, 11 (1), pp.319-342
- Fama E. F. (1998) « Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance », *Journal of Financial Economics* vol 49, pp. 283-306.
- Fan Q. (2007) « Earnings Management and Ownership Retention for Initial Public Offerings Firms : Theory and Evidence », *Accounting Review*, SSRN:[http.com/abstract=917545](http://abstract=917545).
- Friedlan J.M. (1994) «Accounting Choices of Issuers of Initial Public Offerings», *Contemporary Accounting Research*, vol11, n°1-I (Summer), pp.1-31.

Guay W.R., Khotari S.P. & Watts R.L. (1996) «A Market-based evaluation of discretionary accrual models», *Journal of Accounting Research*, vol.34, Supplement, pp.83-105.

Gul F. A., Leung S. and Srinidhi B. (2003) « Informative and Opportunistic Earnings Management and the Value Relevance of Earnings : Some Evidence on the Role of IOS », Working Paper, City University of Hong Kong, 39p

Jain B.A. and Kini O. (1994) «The Post-Issue Operating Performance of IPO firms», *The Journal of Finance*, vol.49, n°5 (Decembre), pp.1699-1726.

Kothari S.P. and Warner J.B. (1997) «Measuring long-horizon security price performance», *Journal of Financial Economics*, vol.43, pp.301–339

Kothar, S.P., Leone A.J et Wasley C.E. (2005) «Performance matched discretionary accrual measures», *Journal of Accounting and Economics*, vol.39, pp.163-197.

Loughran T. & Ritter, J.R. (1995) «The New Issues Puzzle», *The Journal of Finance*, vol.L, n°1, pp.23-51.

Louis H. (2004) «Earnings management and the market performance of acquiring firms», *Journal of Financial Economics* vol. 74 pp.121-148.

Louis H. & Robinson D. (2005) «Do managers credibly use accruals to signal private information? Evidence from the pricing of discretionary accruals around stock splits», *Journal of Accounting and Economics* vol. 39 pp.361-380

Mard Y. (2002), Déterminants et instruments de la gestion des résultats comptables : Etude empirique sur un échantillon d'entreprises françaises cotées, Thèse, Université d'AIX-Marseille 3, Institut d'Administration des Entreprises D'AIX-en-Provence.

Petitt B.S.P (2002) « La méthodologie des études d'évènements sur longue période », *Banque & Marchés*, n°59, Juillet-Août, pp.56-64.

Pontbriand J. F. and Breton, G. (1999) « Account Manipulation in an IPO context », Working Paper 13-99, November.

Rangan S. (1998) « Earnings management and the performance of seasoned equity offerings », *Journal of Financial Economics* vol 50 pp.101-122

Ritter J. (1991) «The Long-Run Performance of Initial Public Offerings», *The Journal of Finance*, vol.XLVI, n°1, March.

Roosenboom P., Goot T.V.D. et Mertens G. (2003) «Earnings Management and Initial Public Offerings: Evidence from Netherlands», *The International Journal of Accounting*, vol 38, pp.243-266.

Sentis P. (2001) « Performance opérationnelles et boursières des introductions en bourse : le cas français 1991-1995 », *Finance*, vol2, n° 1.

Shivakumar L. (2000) «Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings ? », *Journal of Accounting and Economics* vol 29 pp.339-371

Stolowy H. and Breton G. (2003) « La gestion des données comptables : une revue de la littérature », Comptabilité- Contrôle- Audit Tome1, vol1, pp125-151 Mai

Teoh S. H., Welch I. and Wong T. J. (1998-a) « Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings », Journal of Finance, Vol. LIII, No. 6 pp.1935-1974.

Teoh S. H., Welch I. and Wong T. J. (1998 b) « Earnings Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offerings », Journal of Financial Economics vol 50, pp.63-69.

Teoh S. H., Wong T. J. and Rao G. R. (1998) « Are Accruals During Initial Public Offerings Opportunistic? », Review of Accounting Studies vol 3, pp.175-208.

Yi J.H. (2001) « Pre-offering earnings and the long-run performance of IPOs », International Review of Financial Analysis, vol. 10, pp.53-67.