

# La gestion des résultats et les performances comptables à long terme des entreprises françaises émettrices d'actions

Hatem MANSALI

*Institut de Recherche en Gestion (IRG) – Université Paris Est, France  
LIFE, FSEG Tunis, Tunisie*

*Classification JEL : G34, G32, M41 – Réception : avril 2007 ; Acceptation : juillet 2009*

*Correspondance : mansali@univ-paris12.fr*

*Résumé :* Cette étude teste l'hypothèse selon laquelle les dirigeants des sociétés françaises cotées gèrent les résultats comptables à la hausse autour de l'augmentation de capital, afin de soutenir la valeur marchande de l'entreprise avant l'opération. L'étude de 206 augmentations de capital montre que les entreprises avec un objectif d'investissement affichent des résultats élevés avant l'opération suivie d'une baisse significative des résultats ultérieurs. En revanche, les entreprises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation ne semblent pas connaître une baisse significative de leurs résultats pendant la période post-émission. La baisse ultérieure des résultats comptables constatée pour certaines entreprises s'explique en partie par la gestion des résultats observée l'année de l'émission d'actions.

*Mots clés :* gestion des résultats – augmentation de capital – *accruals* – performance à long terme.

*Abstract :* This study tests the “earnings management hypothesis” in the context of seasoned equity offerings. We examine a sample of 206 French companies that issued stock between 1991 and 2003. We find that issuers with specific plans to use proceeds for investment purposes experience poor earnings performance in the post-offering period, but issuers stating recapitalization display no subsequent underperformance. Our results further suggest that performance-matched discretionary accruals recorded immediately after SEOs for issuers with specific investments are positive and that those accruals precipitate a decline in post-SEO earnings performance.

*Key words :* earnings management – seasoned equity offerings – *accruals* – long-run performance.

Depuis une quinzaine d'années, force est de constater l'attention accrue des chercheurs à l'étude des performances à long terme des sociétés cotées émettrices d'actions. Les premières études menées aux États-Unis par Loughran et Ritter (1995) et Spiess et Affleck-Graves (1995) ont montré que les entreprises émettrices d'actions sous-performent sur le long terme. Depuis, d'autres études ont été réalisées au Japon (Cai et Loughran, 1998 ; Cai, 1998 ; Kang et *al.*, 1999), au Royaume-Uni (Levis, 1995), au Canada (Desrosiers et *al.*, 2004), en Allemagne (Stehle et *al.*, 2000) et en France (Jeanneret, 2005) ; elles ont globalement confirmé les résultats constatés aux États-Unis.

Parmi les diverses hypothèses avancées dans la littérature pour expliquer la sous-performance à long terme, on trouve celle de la gestion des résultats. Teoh et *al.* (1998) et Rangan (1998) montrent que la sous-performance à long terme des émetteurs d'actions serait due aux manipulations comptables des firmes qui s'approprient à émettre des titres sur le marché des actions. La manipulation du résultat comptable a pour objet de faire parvenir au marché un signal erroné sur la profitabilité future de la firme émettrice et de réduire ainsi le coût des capitaux levés. La plupart des études empiriques qui ont testé cette hypothèse s'accordent sur l'existence d'une gestion des résultats à la hausse avant une augmentation de capital. Les auteurs mettent en évidence une relation négative et significative entre le niveau des *accruals* discrétionnaires l'année qui précède l'augmentation de capital et la rentabilité de l'action dans la période post-émission. Les chercheurs interprètent ce résultat comme étant la preuve que les investisseurs extrapolent naïvement les résultats passés sans prendre en compte une éventuelle manipulation des résultats rapportés. Ils suggèrent également que la manipulation des résultats entraîne une surévaluation des titres avant l'émission d'actions et que les investisseurs, ainsi abusés, mettraient trois à cinq ans avant de se rendre compte du subterfuge.

L'objet de cette étude est de tester cette hypothèse dans un contexte institutionnel différent : celui de la France. En effet, les règles comptables françaises peuvent être considérées comme étant plus contraignantes que les normes anglo-saxonnes (Chalayer et Dumontier, 1996). Le cadre comptable français se distingue de la plupart des cadres conceptuels anglo-saxons en ce qu'il accorde une place importante à l'application du principe de prudence : les informations comptables sont destinées en priorité aux créanciers de l'entreprise (établissements de crédit, institutions financières). L'objectif est de garantir une information aux créanciers de l'entreprise sur sa solvabilité, plutôt que de

fournir une information sur les perspectives de performance future aux investisseurs. En outre, le cadre comptable français est axé sur la règle plutôt que sur les principes : les entreprises sont tenues de se conformer aux textes (Janin et Piot, 2008). Leurs consœurs anglo-saxonnes bénéficient d'une plus grande marge de manœuvre comptable. Aux États-Unis et en Grande Bretagne, l'information comptable est destinée en priorité aux investisseurs : elle doit leur permettre de prendre des décisions rationnelles. Les normes comptables anglo-saxonnes sont élaborées par des organismes indépendants du pouvoir politique et en rapport avec les utilisateurs de l'information, alors que les normes comptables françaises, qui ont valeur de droit, émanent du Conseil National de la Comptabilité qui dépend de l'État.

Par ailleurs, les augmentations de capital en France présentent plusieurs spécificités intéressantes par rapport à celles réalisées aux États-Unis. En effet, contrairement aux pratiques américaines, les émissions d'actions en France se font généralement avec droit préférentiel de souscription (DPS)<sup>1</sup>. Cette technique de placement présente l'avantage de garantir un traitement égalitaire des actionnaires existants. Mais elle est contraignante pour les émetteurs du fait des contraintes de délais et de prix fixe qui les entourent. En ce qui concerne les émissions d'actions sans DPS, le législateur français imposait aux émetteurs de se conformer à la règle des « dix parmi les vingt » dans la fixation du prix d'émission<sup>2</sup>. Cette règle de prix a été beaucoup critiquée par les acteurs du marché. Elle est difficile à gérer, notamment en période de forte volatilité des cours. Ces protections réglementaires des actionnaires, constituaient un obstacle pour les émetteurs français et n'étaient « plus adaptées à la situation actuelle du marché dont la volatilité statistique s'est considérablement accrue au cours des dernières années »<sup>3</sup>. De telles contraintes ne favorisaient pas la rapidité des opérations de levée de fonds. Le *timing* et la gestion des résultats autour des opérations d'augmentation de capital étaient ainsi plus difficiles dans le contexte français.

Enfin, nous prenons en compte l'objectif de l'opération. La plupart des études antérieures qui ont testé l'hypothèse de la gestion des résul-

---

<sup>1</sup> Malgré un recours accru aux émissions d'actions sans DPS ces dernières années.

<sup>2</sup> Le décret n°2005- 112 du 10 février 2005 met en place une nouvelle règle : « le prix est au moins égal à la moyenne pondérée des cours des trois dernières séances de bourse précédant sa fixation, éventuellement diminuée d'une décote maximale de 5 % ».

tats autour des augmentations de capital considèrent implicitement que la gestion des résultats affecte toutes les entreprises émettrices d'actions indépendamment du but de l'opération. Or, dans le contexte français, Jeanneret (2005) montre que les entreprises émettant des actions dans le but de financer un projet d'investissement (ou pour acquérir une autre entreprise) affichent des rentabilités anormales significativement négatives sur tous les horizons retenus pour l'étude. En revanche, les entreprises émettant des actions dans le but de renforcer les fonds propres ne semblent pas sous-performer à long terme. L'incitation à la manipulation des résultats autour des augmentations de capital n'est pas la même dans les deux cas. En effet, les entreprises souhaitant financer des projets d'investissement n'envisagent d'augmenter leur capital que si elles estiment le cours de leur entreprise surévalué comme le suggèrent Myers et Majluf (1984). Dans ces conditions, elles sont incitées à gérer les résultats à la hausse, afin de lever des fonds au moindre coût et de pouvoir ainsi saisir l'opportunité d'investissement. En ce qui concerne les entreprises endettées, le recours au marché des actions leur permet de rétablir leur ratio d'endettement. Ces entreprises sont donc généralement contraintes à lever des capitaux par émission d'actions. On peut donc s'attendre à ce que la gestion des résultats soit plus importante pour les émissions d'actions avec un objectif d'investissement.

Notre étude vise à déterminer si les entreprises françaises manipulent leurs résultats autour des augmentations de capital comme elles semblent le faire dans les pays anglo-saxons. Il s'agit de tester si les résultats observés dans d'autres contextes se retrouvent sur le marché français. La réponse, quelle qu'elle soit, est intéressante. Si elle est positive, la gestion des résultats autour des augmentations de capital apparaît comme une pratique répandue et relativement indépendante du contexte institutionnel. En cas de réponse négative, les résultats contribueront à une meilleure connaissance de l'influence du système institutionnel sur la gestion des résultats.

À partir d'un échantillon de 206 entreprises françaises émettrices d'actions sur la période 1991-2003, nous mettons en évidence une baisse des résultats comptables des entreprises avec un objectif d'investissement. En revanche, pour les entreprises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation, les résultats obtenus ne permettent pas de se prononcer en faveur d'une baisse significative des résultats

---

<sup>3</sup> Rapport du groupe de travail sur les nouvelles formes d'augmentation de capital, AMF, juin 2002.

comptables. Nos résultats confirment ceux obtenus par Jeanneret (2005) sur les performances boursières à long terme des entreprises françaises émettrices d'actions. Par ailleurs, nos résultats confortent les hypothèses du *timing* et des options réelles pour les émissions à objectif d'investissement. Les dirigeants de ces entreprises s'arrangent pour émettre des actions à un moment particulièrement favorable et lorsqu'elles présentent des opportunités de croissance futures importantes. Nous mettons en évidence une gestion des résultats à la hausse l'année de l'augmentation de capital uniquement pour les entreprises qui émettent des actions dans le but de financer un projet d'investissement. Cette gestion explique en partie la baisse des résultats ultérieurs.

La structure de l'article est la suivante. Dans la section 1, nous dressons une revue de la littérature sur les performances à long terme des entreprises émettrices d'actions ainsi que les hypothèses de l'étude. Dans la section 2, nous présentons notre échantillon et les statistiques descriptives. La section 3 expose les résultats concernant les performances opérationnelles à long terme autour de l'augmentation de capital. La section 4 s'intéresse à la gestion des résultats autour des émissions d'actions. Enfin, nous tentons de mettre en relation l'évolution des résultats comptables post-émission et la gestion des résultats dans la section 5.

## **1. Revue de la littérature et hypothèses de l'étude**

### ***1.1. Revue de la littérature***

Selon le modèle de sélection adverse de Myers et Majluf (1984), l'existence d'une asymétrie d'information entre les dirigeants et les investisseurs peut causer une mauvaise évaluation de la firme. Les dirigeants ne décident d'investir que s'ils estiment le cours de l'entreprise surévalué. Dans ce contexte, le marché interprète une augmentation de capital comme un signe de surévaluation de la firme. La réaction négative du marché à l'annonce devrait corriger la surévaluation. Conformément à cette prédiction, les études empiriques menées par Asquith et Mullins (1986), Masulis et Korwar (1986) et Dierkens (1991) dans le contexte américain mettent en évidence une réaction négative du marché de l'ordre de -3% à l'annonce d'une émission d'actions. Dans le contexte français, Gajewski et Ginglinger (2002) et Dereeper (2002) trouvent également, bien que de façon moins accentuée, une baisse des cours à la suite de l'annonce de l'augmentation de capital. Les émet-

teurs d'actions sont en moyenne correctement évalués après l'annonce de l'opération.

Les émetteurs d'actions connaissent en moyenne une chute des cours les trois à cinq années qui suivent l'augmentation de capital. Les premières études menées aux États-Unis par Loughran et Ritter (1995) et Spiess et Affleck-Graves (1995) ont montré que les entreprises émettrices d'actions sous-performent à long terme. En effet, Loughran et Ritter (1995) montrent que les entreprises enregistrent une rentabilité annuelle moyenne de 7% sur les 5 ans suivant la date d'émission d'actions, alors que pour des entreprises à capitalisation boursière équivalente sur la même période, la rentabilité annuelle moyenne est de 15%. En appariant les entreprises de l'échantillon avec des entreprises du même secteur industriel, de taille et de ratio valeur comptable/valeur marché, Spiess et Affleck-Graves (1995) confirment les résultats trouvés par Loughran et Ritter (1995). L'ensemble de ces résultats laisse penser que les investisseurs ne sont pas en mesure de corriger la surévaluation des titres émis à l'annonce de l'opération. Les dirigeants émettent des actions quand ils estiment que les cours sont surévalués sur la base de leur information privée. Ces titres émis demeurent surévalués les trois à cinq ans qui suivent la date d'émission.

Cependant, selon Fama (1998) et Eckbo et *al.* (2000) la sous-performance à long terme résulterait du non-contrôle du risque. D'autres auteurs avancent une argumentation théorique pour expliquer le « *new issue puzzle* ». Carlson et *al.* (2006) utilisent une approche par les options réelles. Ils considèrent l'entreprise, avant l'émission d'actions, comme un portefeuille d'actifs « réalisés » plus une suite d'options réelles sur des futurs projets d'investissement. Selon ces auteurs, la rentabilité anormale généralement constatée avant l'augmentation de capital reflète le fait que les options de croissance deviennent « *in the money* ». Les dirigeants émettent des actions afin d'exercer ces options de croissance et les rentabilités postérieures, plus faibles, reflètent la baisse du risque résultant de l'exercice de ces options. En se basant sur la « *Q-theory* », Zhang (2005) montre que la rentabilité anormalement élevée avant l'émission reflète la baisse du coût du capital (fonds propres) qui se traduit par un plus grand nombre d'opportunités d'investissement à VAN positive. La rentabilité enregistrée pendant la période post-émission ne fait que refléter la baisse du risque.

Enfin, pour Teoh et *al.* (1998) et Rangan (1998), les dirigeants manipuleraient les résultats comptables avant l'augmentation de capital, de

sorte à influencer à la hausse le prix d'émission. Ce faisant, ils ne font que déplacer dans le temps les résultats, sans en modifier le niveau global. La société qui a manipulé initialement les résultats devrait annoncer, post-émission, des résultats en baisse. De façon concomitante, les investisseurs corrigeraient leur anticipation à la baisse, ce qui expliquerait les mauvaises performances boursières à long terme. Sur un échantillon de 1 265 émissions d'actions réalisées entre 1976 et 1989 sur le marché américain, Teoh et al. (1998) montrent que les résultats publiés par les entreprises qui procèdent à une augmentation de capital sont particulièrement élevés au moment de l'opération du fait d'un niveau d'*accruals* anormalement élevé. En revanche, les résultats publiés après l'augmentation de capital sont faibles comparés à ceux d'entreprises similaires n'ayant pas émis d'actions sur la période étudiée. Les auteurs mettent en évidence une relation négative et significative entre le niveau des *accruals* discrétionnaires l'année qui précède l'augmentation de capital et la rentabilité de l'action dans la période post-émission. Ils montrent de plus que les actions des entreprises avec le niveau d'*accruals* discrétionnaires le plus élevé ont également des rentabilités après l'émission plus faibles que celles des autres entreprises. Teoh et al. (1998) concluent que les entreprises qui gèrent leur résultat de la manière la plus agressive sont également celles qui connaissent les performances les moins favorables après l'émission. Selon ces auteurs, ces résultats corroborent l'hypothèse selon laquelle les investisseurs sont incapables de décrypter les manipulations potentielles et extrapolent naïvement les résultats de la période qui précède l'augmentation de capital pour prévoir ceux du futur. Ces résultats sont confirmés par Rangan (1998) sur des données trimestrielles. Il montre, notamment, que les *accruals* discrétionnaires sont significativement plus importants pendant le trimestre de l'annonce de l'augmentation de capital et celui qui le suit. Rangan interprète ce résultat comme la preuve d'une gestion des résultats à la hausse sur ces deux trimestres. Il montre également que la gestion des résultats autour de l'augmentation de capital permet de prédire à la fois la baisse des résultats ultérieurs et celle de la rentabilité de l'action pendant la période post-émission.

Shivakumar (2000) avance une autre explication à celle de l'opportunisme des dirigeants en matière de gestion des résultats. Selon cet auteur, la gestion des résultats avant une émission d'actions n'est pas destinée à induire en erreur les investisseurs sur la valeur de l'entreprise, mais constitue plutôt une réponse rationnelle de la part de l'entreprise émettrice au comportement anticipé du marché à l'annonce

de l'augmentation de capital<sup>4</sup>. Les dirigeants des entreprises émettrices n'étant pas en mesure de donner un signal crédible sur l'absence de gestion des résultats, alors les investisseurs – considérant que toute entreprise ayant annoncé une augmentation de capital est susceptible d'avoir géré ses résultats – appliquent une décote au cours de l'action. Ce phénomène est perçu par les dirigeants qui manipuleraient en conséquence les résultats de l'entreprise à la hausse avant l'émission. Selon Shivakumar, il s'agit de l'hypothèse de « la réponse managériale ».

### 1.2. Les hypothèses de l'étude

L'augmentation de capital peut être destinée soit à renforcer les fonds propres de l'entreprise afin de réduire le ratio d'endettement et par conséquent de diminuer le poids des charges financières dans le résultat, soit à financer des projets d'investissement. La discrimination de l'échantillon selon le but de l'opération permet d'identifier les entreprises financièrement contraintes à lever des capitaux de celles qui ne le sont pas. La plupart des justifications avancées dans la littérature antérieure pour expliquer la sous-performance à long terme concernent les émissions d'actions avec un objectif d'investissement.

Selon l'hypothèse du *timing*, l'asymétrie d'information entre les dirigeants et les investisseurs pourrait inciter les dirigeants à gérer la date d'augmentation de capital ; ce faisant, ils mettraient à profit une période de surévaluation des titres de l'entreprise en émettant des actions. Les entreprises sous-évaluées devraient différer la décision de financement des projets d'investissement rentables par émission d'actions si les coûts de la dilution associés à l'émission d'actions sous-évaluées – supportés par les actionnaires existants – sont suffisamment élevés pour être compensés par la rentabilité des nouveaux projets. Ce cas de figure peut être envisagé notamment lorsque les entreprises ne sont pas financièrement contraintes et disposent également d'un *slack financier*<sup>5</sup> important leur permettant de différer la décision d'investissement (Carpentier et al., 2008).

---

<sup>4</sup> Il est bien établi dans la littérature que le marché réagit négativement à l'annonce d'une augmentation de capital.

<sup>5</sup> Le « *slack financier* » caractérise tout montant facilement disponible pour l'entreprise, qu'il s'agisse d'actifs facilement cessibles, de disponibilités financières ou encore de dette sans risque que la firme peut contracter.

Les entreprises qui émettent des actions dans le but de renforcer les fonds propres sont forcées de recourir au marché des actions et ne sont donc pas motivées par des considérations de *timing*. Ces entreprises sont financièrement contraintes et sont généralement en difficulté financière (Carpentier et al., 2008). Ainsi, elles ne devraient pas connaître une dégradation de leurs résultats pendant la période post-émission. En effet, toutes choses étant égales par ailleurs, ces sociétés devraient voir leurs résultats croître, puisque la charge financière de la dette devrait diminuer.

Cornett et al. (1998) ont testé l'hypothèse du *timing* sur un échantillon constitué de banques américaines émettrices d'actions. Ils montrent que les banques émettant volontairement des actions (une émission d'actions qui est à la discrétion des dirigeants) pour financer des projets d'investissement ou des acquisitions connaissent une dégradation des performances opérationnelles et boursières à long terme comparable à celle des entreprises industrielles. En revanche, les banques qui émettent involontairement des actions (une émission qui n'est pas à la discrétion des dirigeants) pour se conformer à la législation en termes de capitaux propres ne semblent pas sous-performer sur le long terme. Dans le contexte français, Jeanneret (2005) met également en évidence une sous-performance boursière à long terme uniquement pour les entreprises émettant des actions avec un objectif d'investissement. L'ensemble de ces résultats suggère que les investisseurs surestiment la rentabilité des projets entrepris et que cet optimisme persiste dans le temps. Il est également possible d'interpréter ces résultats par le fait que les investisseurs surestiment le risque et s'attendent donc à une rentabilité supérieure à la rentabilité réelle (Eckbo et al., 2000).

D'après la théorie des options réelles, les dirigeants peuvent attendre que la prime de risque baisse et exercer leurs options de croissance sans pour autant qu'ils fassent preuve de *timing*. Ceci laisse penser que les titres émis ne sont pas nécessairement surévalués au moment de l'émission et que les entreprises qui investissent le plus devraient connaître une dégradation de leur performance après l'opération. Les entreprises qui ne disposent pas d'options de croissance sur les projets futurs et qui lèvent des capitaux pour renforcer les fonds propres ne devraient pas afficher des résultats en baisse.

Enfin, selon l'hypothèse de la gestion des résultats, les firmes émettrices d'actions manipulent les résultats comptables à la hausse au moment de l'émission afin de lever des capitaux à un moindre coût et de pouvoir ainsi financer de nouveaux projets d'investissement. Pour ce

faire, elles emprunteraient des résultats futurs et devraient par conséquent afficher des résultats en baisse pendant la période post-émission.

Ainsi, nous pouvons formuler les deux hypothèses suivantes :

*H<sub>1a</sub> : Les entreprises qui émettent des actions avec un objectif d'investissement devraient connaître une dégradation de leurs résultats pendant la période post-émission.*

*H<sub>1b</sub> : Les entreprises qui émettent des actions avec un objectif de recapitalisation ne devraient pas connaître une dégradation de leurs résultats pendant la période post-émission.*

Selon la théorie du financement hiérarchique de Myers et Majluf (1984), il existe une asymétrie d'information entre les investisseurs et les dirigeants de la firme supposés agir dans l'intérêt des actionnaires en place. Ces auteurs montrent que les dirigeants des entreprises sous-évaluées peuvent être amenés à renoncer à financer des projets d'investissement rentables plutôt que d'émettre des actions à un prix trop faible pour ne pas léser les anciens actionnaires. Ils ne décident d'investir que dans le cas où ils estimeraient que le cours de l'action est surévalué. Dans ce contexte, la gestion des résultats peut jouer le rôle d'un levier d'action pour les dirigeants afin d'influer sur le prix d'émission. Ce faisant, les dirigeants pourraient réduire le problème de sous-investissement soulevé par Myers et Majluf (1984). Ces derniers considèrent, en effet, que les dirigeants ont un avantage informationnel par rapport aux investisseurs. Toutefois, ils n'identifient pas les sources de cet avantage informationnel.

Selon Shivakumar (2000), l'asymétrie d'information entre les dirigeants et les investisseurs, qui est supposée comme une variable exogène dans le modèle de Myers et Majluf, peut avoir une dimension endogène. Lang et Lundholm (2000) montrent que les entreprises intensifient les publications volontaires d'information avant les émissions d'actions afin de réduire l'asymétrie d'information et, par conséquent, le coût des capitaux propres. Ils mettent en évidence une augmentation significative des cours pour les entreprises qui intensifient de façon appréciable leur activité de publication d'information dans les six mois qui précèdent l'émission. Cependant, ces entreprises connaissent également une chute plus prononcée des cours au moment où elles annoncent leur intention d'émettre des titres. Ainsi, les dirigeants des entre-

prises qui envisagent d'émettre des titres sur le marché des actions semblent tenter d'influencer le prix d'émission.

Toutefois, le rôle actif joué par les dirigeants dans la préparation de l'augmentation de capital dépend étroitement du but de l'opération. Dans le cas des émissions d'actions avec un objectif de recomposition de la structure du capital, les dirigeants sont contraints et forcés d'augmenter les fonds propres de l'entreprise pour rétablir le ratio d'endettement et réduire ainsi les charges financières. On peut s'attendre à ce qu'il y ait moins d'incitations à gérer les résultats pour ce type d'opération. En revanche, pour les émissions d'actions avec un objectif d'investissement, les dirigeants peuvent jouer un rôle actif avant l'opération en gérant les résultats à la hausse afin d'influer sur le prix d'émission et de pouvoir ainsi lever des capitaux à un coût moins élevé et de saisir l'opportunité d'investissement. Si manipulation il y a, celle-ci devrait affecter davantage les entreprises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement. On peut donc énoncer les deux hypothèses suivantes :

*H<sub>2a</sub> : Les accruals anormaux (discrétionnaires) sont significativement plus élevés sur l'année qui précède les émissions d'actions avec un objectif d'investissement.*

*H<sub>2b</sub> : Les accruals anormaux (discrétionnaires) ne sont pas significativement élevés sur l'année qui précède les émissions d'actions avec un objectif de recapitalisation.*

Les dirigeants peuvent également être incités à gérer les résultats après la réalisation de l'opération pour au moins deux raisons. En premier lieu, le fait d'afficher des résultats qui soient significativement inférieurs à ceux précédant l'émission d'actions pourrait laisser croire aux investisseurs qu'ils ont souscrit à un prix artificiellement élevé. En deuxième lieu, les dirigeants peuvent être incités à manipuler les résultats après l'émission sous la pression du syndicat bancaire chargé du placement des titres émis. Les banques, soucieuses de garder une bonne image auprès des investisseurs, inciteraient les dirigeants des entreprises émettrices à communiquer des résultats relativement élevés, afin de stabiliser le cours des actions à un niveau proche du prix d'émission (Teoh et al., 1998 ; Shivakumar, 2000). En manipulant les résultats après l'opération, les dirigeants différeraient la baisse des résultats sur les exercices ultérieurs, et laisseraient donc croire aux investisseurs

qu'une telle baisse ne serait pas nécessairement liée à un prix d'émission artificiellement élevé ; de ce fait, les banques membres du syndicat se dédouaneraient. Nous émettons alors l'hypothèse suivante :

*H<sub>3</sub> : Les accruals anormaux (discrétionnaires) sont significativement plus élevés au cours de l'année d'émission d'actions.*

Pour gérer les résultats, les dirigeants des firmes devraient planifier une telle stratégie à l'avance. Pour ce faire, les dirigeants peuvent manipuler les résultats à la baisse en période faste pour se constituer des réserves et lisser les résultats futurs. Il est également possible de gonfler les résultats actuels de l'entreprise en empruntant des résultats futurs. En effet, la gestion des résultats est une affaire de *timing* : si les dirigeants souhaitent gérer à la hausse le résultat actuel, ils devraient anticiper la comptabilisation de certains produits et différer la comptabilisation de certaines charges ; ce faisant, ils devraient intégrer obligatoirement ces charges ou déduire ces produits dans/des résultats d'exercices futurs. Si les entreprises émettrices utilisent les *accruals* pour accélérer la comptabilisation de produits à venir et différer celle des charges, alors on devrait s'attendre à une relation négative entre les *accruals* anormaux autour de l'augmentation de capital et les variations des résultats ultérieurs. Nous proposons donc de tester l'hypothèse suivante :

*H<sub>4</sub> : Les accruals anormaux (discrétionnaires) autour de l'émission d'actions sont négativement liés aux variations des résultats post-émission.*

## **2. Données et méthodologie**

### **2.1. L'échantillon**

À partir des rapports annuels « Année Boursière » publiés par Euronext Paris, nous sélectionnons, sur la période 1991-2003, l'ensemble des augmentations de capital réalisées sur les premier, second et nouveau marchés<sup>6</sup>. Pour construire notre échantillon, nous retirons les opérations pour lesquelles des annonces simultanées (attribution d'actions

---

<sup>6</sup> Les opérations postérieures à 2003 n'ont pas été retenues, pour être en mesure d'étudier les performances à long terme sur un horizon de trois ans après la réalisation de l'augmentation de capital.

gratuites, émission d'obligations convertibles, annonce de fusion) ont été réalisées. Les opérations destinées à apurer des pertes (« coups d'accordéons », c'est-à-dire une réduction de capital suivie d'une augmentation de capital) sont également écartées, car le contenu informationnel de ces opérations est différent d'une opération d'augmentation de capital avec un objectif d'investissement. Si les données proviennent pour l'essentiel de la base de données Thomson One Banker (anciennement Worldscope), le recours aux rapports annuels ainsi qu'aux prospectus<sup>7</sup> s'est avéré nécessaire de façon à compléter l'information manquante dans la base de données. Pour chaque entreprise, les données portent sur un horizon de sept années (trois années avant l'augmentation de capital, l'année de l'augmentation de capital et trois années après). Ce choix conduit à exclure, à l'instar d'Healy et Palepu (1990) et Loughran et Ritter (1997), les augmentations de capital réalisées par la même firme durant les trois années qui suivent l'opération sélectionnée dans notre échantillon afin d'éviter le chevauchement des données dans l'analyse. En outre, pour éviter le biais du survivant, il n'est pas nécessaire que les entreprises retenues disposent de données complètes sur la période d'observation [-3 ; +3] (l'année 0 étant celle de l'augmentation de capital). Ainsi, notre étude s'effectue sur un échantillon non « cylindré ». Du fait de leurs spécificités comptables, les entreprises financières sont exclues de notre échantillon. Seules les entreprises correctement appariées constituent l'échantillon final. *In fine*, l'étude porte sur un échantillon composé de 206 firmes françaises ayant émis des actions au cours de la période 1991-2003.

Par ailleurs, pour étudier les performances à long terme et les pratiques de gestion des résultats des émetteurs d'actions, nous utilisons un échantillon de contrôle. Chaque entreprise de notre échantillon est appariée à une autre entreprise n'ayant pas augmenté son capital les trois années précédentes, de même secteur d'activité et de ROA (résultat net rapporté à l'actif total) comparable l'année qui précède l'émission d'actions. Nous utilisons la procédure suggérée par Barber et Lyon (1996) pour sélectionner la firme de contrôle. Dans un premier temps, nous retenons l'ensemble des firmes cotées aux premier, second et nouveau marchés pour lesquelles nous disposons des données comptables dans la base de données Thomson One Banker et qui ne sont pas impliquées dans une augmentation de capital les trois années précédant l'émission d'actions. Dans un deuxième temps, les firmes du même

---

<sup>7</sup> Dans les prospectus d'augmentation de capital figurent les états financiers des sociétés émettrices.

secteur d'activité que la firme étudiée sont sélectionnées et triées par leur ROA enregistré l'année précédant l'émission d'actions. Enfin, la firme de contrôle doit présenter le ROA le plus proche de celui de la firme émettrice d'actions.

L'échantillon de contrôle vise à éliminer l'impact de trois effets sur les résultats obtenus : l'effet sectoriel, l'effet temporel et l'effet de retour à la moyenne (*mean reversion*) des indicateurs de performance (Brooks et Buckmaster, 1980 ; Freeman et *al.*, 1982). Par ailleurs, il permet de calculer les *accruals* discrétionnaires contrôlés par la performance.

Le panel A du tableau 1 présente la répartition sectorielle des entreprises émettrices d'actions sur la base de la classification sectorielle de Thomson One Banker. Les entreprises étudiées sont particulièrement concentrées dans deux secteurs : 18% des émetteurs évoluent dans le secteur « services dont SSII », et 14% dans le secteur « équipements électroniques ».

**Tableau 1** – *Les caractéristiques de l'échantillon des entreprises françaises émettrices d'actions sur la période 1991-2003.*

Panel A : La répartition sectorielle des firmes émettrices d'actions		
Secteur d'activité	Code Thomson One Banker	N
Cuir, chaussures, vêtements	1600	4
Automobiles et équipementiers	1900, 4900	12
Construction	2800	17
Chimie, pharmacie et cosmétiques	3400, 2500	8
Équipements électroniques	4000	30
Agro-alimentaire	4600, 2200	7
Fabrication de métaux	5500	8
Hydrocarbures	5800	7
Industrie du papier et de l'édition	6100, 8520	9
Loisirs	6700	8
Distribution	7000	11
Transport	7900	18
Services dont SSII	8580	37
Commerce de gros	8591	17
Autres	3100, 8592	13
Total		206

Panel B : Les caractéristiques des entreprises selon le but de l'opération								
Variables	Investissement (N=114)			Recapitalisation (N=92)			Différence	
	Moy.	Méd.	Ecart-type	Moy.	Méd.	Ecart-type	t-stat (p)	Z-stat (p)
Montant levé (Millions d'€)	109,97	17,10	263,83	127,59	15,46	335,55	-0,41 (0,67)	0,38 (0,70)
Dettes	0,27	0,26	0,22	0,31	0,32	0,15	-2,82 (0,00)	-1,67 (0,09)
Charges Financières	0,01	0,01	0,01	0,03	0,02	0,02	-5,19 (0,00)	-5,11 (0,00)
MB	5,14	2,35	7,08	3,04	1,56	5,15	2,30 (0,02)	2,83 (0,00)
CrCA	0,53	0,16	2,30	0,05	0,013	0,27	1,90 (0,05)	5,14 (0,00)
EBITDA/TA	0,12	0,13	0,19	0,04	0,04	0,13	3,36 (0,00)	3,98 (0,00)
Taille	11,77	11,30	1,97	12,30	11,82	2,12	-1,82 (0,06)	-1,81 (0,07)
ACCT	-0,04	-0,05	0,12	-0,10	-0,08	0,11	3,68 (0,00)	2,99 (0,00)
Cash	0,11	0,08	0,13	0,08	0,06	0,10	2,56 (0,01)	3,00 (0,00)
CFO	0,05	0,06	0,17	0,03	0,04	0,10	0,69 (0,48)	1,78 (0,07)
BHR_12	0,64	0,30	1,16	0,14	0,08	0,76	3,45 (0,00)	3,49 (0,00)
MKTRET	0,18	0,18	0,29	0,14	0,12	0,25	6,52 (0,00)	3,52 (0,00)

Le panel A présente la répartition sectorielle des 206 entreprises émettrices d'actions sur la base de la classification sectorielle de *Thomson One Banker*. Le panel B compare les caractéristiques des entreprises émettrices avec un objectif d'investissement et celles avec un objectif de recapitalisation. Les indicateurs de comparaison, exprimés en moyenne et en médiane sont mesurés à la fin de l'année fiscale qui précède l'augmentation de capital. Le montant des fonds levés est en millions d'euros. Le niveau d'endettement (Dettes) est mesuré par le rapport entre le total des dettes en -1 et le total des actifs en -2. Les charges financières (Charges Fin.) l'année qui précède l'émission d'actions sont rapportées à l'actif total. Le ratio MB correspond à la valeur de marché de l'entreprise sur sa valeur comptable en -1. La croissance du chiffre d'affaires (CrCA) est mesurée ainsi :  $(CA_{-1} - CA_{-2})/CA_{-1}$ ; où  $CA_t$  désigne le chiffre d'affaires au cours de l'année  $t$ , en temps événementiel. La rentabilité économique est mesurée par le ratio : EBITDA sur l'actif total. La taille est exprimée par le logarithme de l'actif total. Les *accruals* totaux (ACCT), les disponibilités et les équivalents de disponibilités (Cash) et les flux de trésorerie liés à l'activité (CFO) sont rapportés à l'actif

total. Les rentabilités achat-conservation ( $BHR_{-12} = \prod_{t=-12}^{-1} (1 + R_{it}) - 1$  ; où  $R_{it}$  est la rentabilité de l'entreprise  $i$  au mois  $t$  relativement à la date de l'augmentation de capital) des entreprises émettrices d'actions sont calculées sur les 12 mois antérieurs à l'opération. Les rentabilités achat-conservation (MKRET) de l'indice SBF250 sont calculées sur les 12 mois qui précèdent l'opération. Pour apprécier la significativité statistique des résultats obtenus, nous appliquons des tests de différence de moyennes (test de Student) et de médianes (test de Wilcoxon).

Dans le panel B du tableau 1, pour chaque indicateur retenu permettant de retracer les caractéristiques de l'offre et des firmes émettrices selon le but de l'opération, sont indiquées les moyennes et les médianes. La dernière colonne fait apparaître les résultats des tests de différence de moyennes (test de Student) et de médianes (test de Wilcoxon).

En moyenne (médiane), le produit de l'émission d'actions s'élève à 109,97 (17,10) millions d'euros et à 127 (15,46) millions d'euros respectivement pour les opérations dont l'objectif est le financement de nouveaux projets ou l'acquisition d'une autre entreprise et celles destinées à renforcer les capitaux propres. Les entreprises émettant des actions pour financer des projets d'investissement sont généralement moins endettées que celles émettant des actions pour renforcer les fonds propres. Par ailleurs, on constate qu'en moyenne et en médiane le ratio valeur de marché des capitaux propres sur leur valeur comptable (*market to book* : MB) des entreprises émettrices avec un objectif d'investissement est significativement supérieur à celui des émissions avec un objectif de recapitalisation l'année -1. Si l'on considère que ce ratio représente une bonne approximation du potentiel bénéficiaire des entreprises, il apparaît que les entreprises augmentant leur capital dans le but de financer de nouveaux projets ont un potentiel bénéficiaire (ou des opportunités de croissance future) significativement plus élevé que les entreprises émettrices renforçant leurs capitaux propres. Ces résultats confirment les prédictions de la théorie des options réelles.

De même, ces entreprises affichent une croissance de leur chiffre d'affaires plus importante que les émetteurs cherchant à recomposer leur structure de capital. La rentabilité économique (EBITDA/TA) de ces entreprises représente en moyenne et en médiane trois fois la rentabilité économique des entreprises qui émettent des actions avec un objectif de recapitalisation. Notons également le fait que le sous-échantillon « recapitalisation » présente un EBITDA/TA<sup>8</sup> à peine supé-

---

<sup>8</sup> EBITDA correspond à l'excédent brut d'exploitation. Il représente la trésorerie dont disposerait l'entreprise à la fin de l'exercice, grâce à son exploitation, si tous les produits et toutes les charges d'exploitation avaient été encaissés et décaissés.

rieur aux charges financières sur l'actif total (4% (4%) en moyenne (médiane) contre 3% (2%)). Ces entreprises risquent de ne pas avoir la trésorerie nécessaire pour régler les emprunts (capital plus intérêts), les autres charges et les éventuels dividendes : le recours à l'augmentation de capital s'impose donc pour ces entreprises.

Les entreprises émettrices avec un objectif d'investissement sont généralement plus petites que celles qui émettent des actions pour renforcer leurs capitaux propres. On peut supposer l'asymétrie d'information moindre pour les firmes les plus grandes. Les dirigeants ressentent donc moins la nécessité de gérer les résultats afin d'influer sur le prix d'émission. Le niveau des *accruals* totaux (ACCT), moins important pour ces firmes que pour celles qui émettent des actions avec un objectif d'investissement, semble confirmer ce constat, bien que le niveau élevé des *accruals* totaux ne traduise pas nécessairement une gestion des résultats.

Les disponibilités et les équivalents de disponibilités (Cash) ainsi que les flux de trésorerie liés à l'activité (CFO) sont moins importants pour le sous-échantillon « recapitalisation » en comparaison avec celles qui financent un programme d'investissement. Ce résultat appelle les remarques suivantes. En premier lieu, les entreprises émettant des actions afin de renforcer leurs fonds propres, cherchent à réduire leur niveau d'endettement, à augmenter leurs disponibilités (Cash) et à compenser la baisse de leurs flux de trésorerie liés à l'activité (CFO) (Jeanerret, 2005). Ce résultat est conforme à la théorie du financement hiérarchique selon laquelle les dirigeants préfèrent recourir en priorité au financement interne, puis au financement par emprunt et en dernier ressort à l'émission d'actions. En deuxième lieu, les entreprises émettant des actions afin de financer de nouveaux projets semblent le faire alors qu'elles ont la possibilité de recourir aux autres sources de financement. Le niveau des flux de trésorerie liés à l'activité est élevé et le niveau d'endettement pour ces entreprises est moins important comparé aux autres entreprises. Il semblerait que les entreprises appartenant au sous-échantillon « Investissement » recourent à l'émission d'actions pour profiter « d'une fenêtre d'opportunité » comme le suggèrent Loughran et Ritter (1995). En effet, la rentabilité achat-conservation sur les 12 mois qui précèdent l'émission d'actions pour ces entreprises équivaut en moyenne (médiane) à 64% (30%)<sup>9</sup>, alors qu'elle ne représente que 14% (8%) en moyenne (médiane) pour les entreprises émet-

---

<sup>9</sup> À titre de comparaison, Ritter (2003) obtient une rentabilité moyenne de 72% l'année qui précède les émissions d'actions aux États-Unis.

trices avec un objectif de recapitalisation. Les tests de différence de moyennes et de médianes montrent que les entreprises appartenant au sous-échantillon « investissement » enregistrent des rentabilités les 12 mois qui précèdent l'opération, significativement plus élevées par rapport à celles qui émettent des actions pour renforcer leurs capitaux propres. De même, la rentabilité achat-conservation de l'indice SBF250 les 12 mois qui précèdent les émissions d'actions avec un objectif d'investissement est significativement plus importante que pour le sous-échantillon « recapitalisation ».

Ces résultats semblent confirmer aussi bien les prédictions de la théorie des options réelles que celle de la théorie comportementale du *timing*. En effet, selon les théories comportementales, les rentabilités élevées peuvent être attribuées aux sentiments des investisseurs. Ceci confirme également l'idée selon laquelle les entreprises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation sont moins concernées par des motivations de *timing*. En revanche, selon la théorie des options réelles, elles reflètent plutôt le fait que les investissements se produisent au moment où le coût de capital est particulièrement faible (Carlson et al., 2006). Signalons le fait que si la théorie comportementale du *timing* et celle des options réelles expliquent les mêmes faits stylisés concernant les rentabilités moyennes des entreprises émettrices, elles divergent toutefois sur les implications des augmentations de capital sur le risque de ces entreprises. En effet, les théories comportementales considèrent implicitement que le risque des entreprises ne devrait pas diminuer sensiblement voire augmenter à la suite d'une augmentation de capital<sup>10</sup>. En revanche, selon la théorie des options réelles le risque des entreprises devrait augmenter tant que les options de croissance ne sont pas exercées. Lorsque les options de croissance deviennent « *in the money* », les dirigeants exercent ces options en émettant des actions ce qui entraîne une diminution du risque des entreprises émettrices. Autrement dit, l'exercice des options réelles fait baisser la rentabilité attendue car le risque diminue.

---

<sup>10</sup> Ritter (2003), le fervent défenseur de l'hypothèse du *timing*, suggère que le risque des entreprises émettrices d'actions devrait croître après l'opération d'augmentation de capital par l'adoption de projets plus risqués que ceux actuellement réalisés. En effet, les fonds levés par augmentation de capital peuvent être destinés à financer des plans de développement agressifs, ce qui engendrerait une augmentation du risque des émetteurs d'actions, et compenserait la diminution du risque financier induite par la réduction du ratio d'endettement suite à une augmentation de capital.

## 2.2. L'estimation de la gestion des résultats

En suivant les travaux antérieurs, la gestion des résultats est appréhendée par les *accruals*. Ces derniers correspondent à l'ensemble des ajustements comptables qui permettent de passer d'une comptabilité d'engagement à une comptabilité de trésorerie. Bien que la comptabilisation de ces ajustements réponde à des règles comptables précises, les dirigeants disposent d'une certaine latitude dans l'enregistrement de ces *accruals*. Les *accruals* totaux, différence entre le résultat net comptable publié et les flux de trésorerie liés à l'activité, peuvent être scindés en deux composantes : les *accruals* décalés qui correspondent aux charges et produits décalés constitutifs de la variation du besoin en fonds de roulement, et les *accruals* calculés qui correspondent aux charges et produits calculés (dotations aux amortissements et aux provisions nettes des reprises). Les *accruals* décalés et les *accruals* calculés correspondent respectivement à ce que la terminologie anglosaxonne appelle « *current accruals* » et « *long term accruals* ».

Les dirigeants peuvent manipuler à la hausse les *accruals* décalés, par exemple, en comptabilisant des créances encore incertaines quant à leur principe et à leur montant<sup>11</sup>, ou encore, en différant la comptabilisation des dettes jugées certaines. Les *accruals* calculés sont susceptibles d'être manipulés à la hausse, par exemple, en jouant sur le taux ou la durée des amortissements, ainsi que sur la méthode d'amortissement (linéaire versus dégressif), ou encore en minorant le montant des provisions et en majorant les reprises de provisions. Bien que le niveau des *accruals* soit observable, les investisseurs sont incapables d'en décrypter parfaitement la portion discrétionnaire, c'est-à-dire celle qui est « gérée ». Étant données les spécificités des industries et les conditions économiques spécifiques aux firmes, certains ajustements comptables sont nécessaires et par conséquent attendus par les investisseurs. Ainsi, les industries à forte intensité capitalistique présentent un niveau de dotations aux amortissements le plus élevé, et les firmes à fort taux de

---

<sup>11</sup> Cette pratique est illicite et va à l'encontre des principes de prudence et de rattachement. Néanmoins, certaines opérations commerciales telles que les prestations rendues par les entreprises du secteur internet, qui revêtent un caractère immatériel, présentent des difficultés de comptabilisation et sont susceptibles d'être manipulées. C'est ainsi que « la COB, qui a été amenée à constater fréquemment des difficultés dans ce domaine, recommande à toutes les sociétés cotées et en particulier à celles de ce secteur [internet] d'étudier les règles de comptabilisation de leur chiffre d'affaires avec beaucoup de rigueur et dans le respect des règles de droit et de doctrine comptable » (Bulletin COB n° 352 décembre 2000, p.6).

croissance affichent un niveau de chiffre d'affaires dépassant les recettes encaissées correspondantes.

Pour déterminer les *accruals* discrétionnaires, nous estimons dans un premier temps les *accruals* non-discrétionnaires, qui sont dictés par les conditions économiques de l'entreprise et de la structure de ses actifs, en utilisant une adaptation intra-sectorielle en coupe transversale du modèle de Jones (1991). Pour ce faire, nous retenons les secteurs d'activité selon la classification proposée par Thomson One Banker et pour lesquels nous disposons annuellement d'un nombre minimum de six observations par secteur. Les coefficients du modèle de Jones sont estimés annuellement pour chaque secteur d'activité de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \text{ACCT}_{jt} = & \beta_0 + \beta_1/\text{TA}_{jt-1} + \beta_2(\Delta\text{CA}_{jt}/\text{TA}_{jt-1}) \\ & + \beta_3(\text{IMM}_{jt}/\text{TA}_{jt-1}) + \varepsilon_{jt}, \end{aligned} \quad (1)$$

$\text{ACCT}_{jt}$  : *accruals* totaux de l'entreprise  $j$  au cours de l'année  $t$  rapportés à l'actif total de l'année précédente;

$\Delta\text{CA}_{jt}$  : variation du chiffre d'affaires de l'entreprise  $j$  au cours de l'année  $t$  ;

$\text{IMM}_{jt}$  : immobilisations corporelles de l'entreprise  $j$  au cours de l'année  $t$  ;

$\text{TA}_{jt-1}$  : actif total de l'entreprise  $j$  au cours de l'année  $t-1$ .

$j$  : entreprise qui appartient au même secteur d'activité que l'émetteur d'actions  $i$  ;

$t$  : année.

Dans un deuxième temps, les *accruals* non discrétionnaires (ACCND) sont calculés ainsi :

$$\begin{aligned} \text{ACCND}_{it} = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1/\text{TA}_{it-1} + \hat{\beta}_2(\Delta\text{CA}_{it}/\text{TA}_{it-1}) \\ & + \hat{\beta}_3(\text{IMM}_{it}/\text{TA}_{it-1}) \end{aligned} \quad (2)$$

Où  $\hat{\beta}_0$ ,  $\hat{\beta}_1$ ,  $\hat{\beta}_2$ , et  $\hat{\beta}_3$  sont les coefficients estimés du modèle (1).

Enfin, les *accruals* discrétionnaires sont déterminés comme suit :

$$\text{ACCD}_{it} = \text{ACCT}_{it} - \text{ACCND}_{it} \quad (3)$$

Tester l'hypothèse de la gestion des résultats relève d'un test d'hypothèses jointes (i) de la gestion des résultats et (ii) du modèle des *accruals* discrétionnaires utilisé. Le rejet de l'hypothèse nulle

d'absence de gestion des résultats dépend étroitement de la capacité des modèles d'*accruals* utilisés à estimer correctement la composante discrétionnaire des *accruals*.

Cependant, Dechow et *al.* (1995) concluent que tous les modèles d'*accruals* ont tendance à rejeter trop fréquemment l'hypothèse nulle lorsqu'ils sont confrontés à des entreprises qui affichent des performances extrêmes. Ce problème se manifeste notamment dans le cas des augmentations de capital. En effet, en général, les émetteurs d'actions affichent une performance pré-événement supérieure à la moyenne. Dans ce cas, les modèles d'*accruals* de type Jones (1991) ont tendance à rejeter trop souvent l'hypothèse nulle d'absence de gestion des résultats avant l'augmentation de capital. Il y a donc un intérêt à contrôler les *accruals* discrétionnaires par la performance. Pour ce faire, nous adoptons la méthodologie recommandée par Kothari et *al.* (2005). Ils proposent de contrôler les *accruals* discrétionnaires de l'entreprise en question par la performance, et ce, sur la base de la rentabilité des actifs (Return On Assets (ROA)) et l'appartenance sectorielle. Ainsi, les *accruals* discrétionnaires, calculés à partir du modèle de Jones, pour une entreprise et une année données, sont ajustés par la soustraction des *accruals* discrétionnaires correspondant à l'entreprise de contrôle, celle-ci étant sélectionnée à partir du ROA (en t-1) et de son appartenance sectorielle.

Les *accruals* discrétionnaires contrôlés par la performance pour une entreprise *i* au cours de l'année *t* sont déterminés ainsi :

$$\text{ACCD\_PERFit} = \text{ACCDit} - \text{ACCDct} \quad (4)$$

ACCD\_PERFit : *accruals* discrétionnaires contrôlés sur la performance de l'entreprise émettrice *i* sur l'année *t* ;

ACCDit : *accruals* discrétionnaires de l'entreprise émettrice *i* sur l'année *t* ;

ACCDct : *accruals* discrétionnaires de l'entreprise de contrôle *c* sur l'année *t*.

Certes, l'approche de Kothari et *al.* (2005) est fondée sur le modèle de Jones. Toutefois, elle présente l'avantage par rapport à un modèle linéaire – retenant comme variable indépendante le ROA en plus des variables classiques du modèle de Jones (1991), c'est-à-dire la variation du chiffre d'affaires et le montant des immobilisations corporelles – de n'imposer aucune relation fonctionnelle entre les *accruals* et la perfor-

mance. Elle permet ainsi d'éviter les problèmes de stationnarité et de non-linéarité. Les résultats des simulations menées par Kothari et *al.* (2005) attestent de la relative supériorité, en termes de spécification et de puissance, du modèle de Jones (1991) contrôlé par la performance par rapport au modèle originel.

Par ailleurs, une telle démarche permet de contrôler l'hypothèse alternative à la gestion des résultats : le *timing* de l'augmentation de capital. En effet, si le niveau anormalement élevé des *accruals* est dû à une gestion optimale de la date d'augmentation de capital, le recours à un échantillon de contrôle dont la performance pré-événement est comparable à celle de l'échantillon permet d'annuler l'impact incrémental de la performance sur les *accruals*.

### 3. L'évolution des résultats comptables et des flux de trésorerie autour de l'augmentation de capital

Nous présentons les résultats concernant l'évolution des résultats nets et des flux de trésorerie liés à l'activité (ci-après CFO) standardisés par l'actif total de notre échantillon en utilisant plusieurs mesures. En premier lieu, nous considérons une mesure non ajustée qui n'est autre que le niveau du résultat net et des CFO des entreprises émettrices d'actions rapportés à l'actif total de l'année précédente ( $X_{it}$ ). En deuxième lieu, nous examinons une mesure qui prend en compte l'effet de retour à la moyenne des indicateurs comptables en retenant comme norme le niveau du résultat net et des CFO des entreprises de contrôle ( $X_{it} - XC_{it}$ ). En troisième lieu, nous considérons une mesure ajustée de l'effet sectoriel en soustrayant de l'indicateur comptable retenu de l'entreprise de l'échantillon, pour une année donnée, la médiane observée sur le secteur qui lui est associée ( $X_{it} - XS_{it}$ ). En quatrième lieu, de façon à mieux rendre compte de la dynamique temporelle des indicateurs comptables, une quatrième et une cinquième mesure traduisant l'évolution du résultat net et des CFO sur les périodes ( $j$  à  $k$ ) ( $X_{ik} - X_{ij}$ ) ainsi que l'évolution des mêmes indicateurs par rapport à celle des entreprises de contrôle et des entreprises du même secteur d'activité sont retenues ( $[X_{ik} - X_{ij}] - [XC_{ik} - XC_{ij}]$ ) et ( $[X_{ik} - X_{ij}] - [XS_{ik} - XS_{ij}]$ )

où :

$X_{it}$  : la variable relative à la firme  $i$  pendant l'année  $t$ .

$XC_{it}$  : la variable relative à la firme de contrôle  $i$  pendant l'année  $t$ .

$XS_{it}$  : la médiane sectorielle de la variable  $X$  relative à la firme  $i$  pendant l'année  $t$ .

Pour apprécier la significativité statistique des résultats obtenus, nous appliquons des tests de différence de médianes (test de rang de Wilcoxon) et de moyennes (test de Student).

L'idée sous-jacente est qu'une variation donnée du résultat net peut être décomposée en deux éléments, la variation – supposée exogène – des CFO et la variation – supposée endogène – des *accruals*. Ainsi, une baisse (augmentation) des résultats nets non accompagnée par une baisse (augmentation) équivalente des CFO pendant la période post-émission est à attribuer nécessairement à un déclin (accroissement) des *accruals* (Le Nadant, 1999).

À l'image des travaux antérieurs portant sur l'analyse des performances opérationnelles, nous optons pour l'utilisation de la médiane comme estimateur de la tendance centrale. En effet, comparée à la moyenne, la médiane attribue moins de poids aux observations extrêmes.

Nous distinguons dans la présentation de nos résultats, pour les deux indicateurs retenus (résultat net standardisé et flux de trésorerie liés à l'activité standardisés), les deux sous-échantillons : les entreprises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement et les entreprises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation.

D'après le panel A du tableau 2, les entreprises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement affichent des résultats significativement faibles en comparaison avec les firmes de contrôle les trois années qui suivent l'opération. Ces résultats sont confirmés lorsqu'on retient la médiane sectorielle comme norme.

Lorsqu'on analyse les variations des résultats, on constate une évolution défavorable du résultat net standardisé de ces entreprises sur toutes les fenêtres analysées. Quelle que soit la norme retenue, les variations ajustées du résultat net sont également négatives et significatives, sauf sur la fenêtre  $[0 ; 1]$  et lorsqu'on retient les firmes de contrôles comme *benchmark*. Ainsi, les entreprises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement semblent connaître une dégradation significative de leurs résultats pendant la période post-émission.

**Tableau 2** – *L'évolution des résultats comptables et des flux de trésorerie autour de l'augmentation de capital*

Année	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3
<i>Panel A : Le résultat net (%)</i>							
Investissement							
Non ajusté	3,93 <sup>a</sup>	3,58 <sup>a</sup>	3,27 <sup>a</sup>	2,73 <sup>b</sup>	1,71	1,43	1,70
Ajusté par la médiane sectorielle	0,09	-0,25	-0,12	-0,72	-0,13 <sup>a</sup>	-1,67 <sup>a</sup>	-1,50 <sup>a</sup>
Ajusté par la firme de contrôle	-0,22	0,05	0,04	-0,18	-1,16 <sup>b</sup>	-2,07 <sup>a</sup>	-3,29 <sup>a</sup>
N	95	102	114	114	113	108	103
Recapitalisation							
Non ajusté	1,32 <sup>a</sup>	-1,18 <sup>a</sup>	-4,80 <sup>a</sup>	-0,39 <sup>b</sup>	0,74	1,35 <sup>b</sup>	0,77
Ajusté par la médiane sectorielle	-1,66 <sup>a</sup>	-4,34 <sup>a</sup>	-7,29 <sup>a</sup>	-4,20 <sup>a</sup>	-2,20 <sup>a</sup>	-1,39 <sup>a</sup>	-2,32 <sup>a</sup>
Ajusté par la firme de contrôle	-1,78 <sup>b</sup>	-1,69 <sup>c</sup>	-0,02	-0,66	-0,16	1,07	-0,75
N	65	90	92	92	91	90	88
<i>Panel B : Les flux de trésorerie liés à l'activité (CFO) (%)</i>							
Investissement							
Non ajusté	6,77 <sup>a</sup>	6,20 <sup>a</sup>	6,07 <sup>a</sup>	3,87 <sup>a</sup>	5,16 <sup>a</sup>	5,81 <sup>a</sup>	6,58 <sup>a</sup>
Ajusté par la médiane sectorielle	0,00	-1,19 <sup>c</sup>	-0,32	-1,31 <sup>b</sup>	-1,21 <sup>c</sup>	-1,39 <sup>b</sup>	-0,77
Ajusté par la firme de contrôle	-0,30	-1,10	-1,84	-2,02	-2,28 <sup>c</sup>	-2,40 <sup>b</sup>	-0,74
N	95	102	114	114	113	108	103
Recapitalisation							
Non ajusté	3,38 <sup>a</sup>	5,06 <sup>a</sup>	4,30 <sup>a</sup>	3,75 <sup>a</sup>	4,86 <sup>a</sup>	5,99 <sup>a</sup>	4,48 <sup>a</sup>
Ajusté par la médiane sectorielle	-2,62 <sup>a</sup>	-2,42 <sup>b</sup>	-2,32 <sup>a</sup>	-4,63 <sup>a</sup>	-2,61 <sup>a</sup>	-0,64 <sup>a</sup>	-2,24
Ajusté par la firme de contrôle	0,30	-0,77	-1,38	-5,22 <sup>a</sup>	-0,81	0,76	-0,37
N	65	90	92	92	91	90	88

Le panel A (panel B) présente la médiane du résultat net (des flux de trésorerie liés à l'activité) standardisé par l'actif total, de l'année -3 à +3 relativement à l'année d'augmentation de capital pour les deux sous-échantillons « investissement » et « recapitalisation ». Le panel A (panel B) rapporte également la médiane du résultat net (les flux de trésorerie liés à l'activité) standardisé, ajusté par la médiane sectorielle, ainsi que du résultat net (les flux de trésorerie liés à l'activité) standardisé, ajusté par celui de l'entreprise de contrôle pour les deux sous-échantillons étudiés.

<sup>a</sup>, <sup>b</sup> et <sup>c</sup> : tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

D'après le panel B du tableau 2, le niveau des CFO comparé à la médiane sectorielle est significativement plus faible sur les années 0, +1 et +2. Ces résultats sont confirmés pour le deuxième benchmark sur les années +1 et +2. Cependant, les tests conduits sur les variations des CFO (panel B du tableau 2) montrent que les entreprises françaises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement ne semblent pas connaître une baisse très significative sur toutes les fenêtres analysées ; on observe même une légère amélioration des CFO pendant l'année +3 relativement à leurs niveaux affichés l'année de l'augmentation de capital. Les résultats concernant les variations ajustées des CFO semblent, dans l'ensemble, confirmer ce constat, bien qu'on observe une baisse significative au seuil de 10% sur la fenêtre [-1 ; +2] pour les variations ajustées des CFO des firmes de contrôle.

En somme, les entreprises françaises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement affichent des résultats en baisse les trois années qui suivent l'opération sans qu'elles soient accompagnées par une baisse équivalente des CFO par rapport à leurs niveaux affichés les années -1 et 0. Ainsi, la baisse des résultats observée pendant la période post-émission paraît essentiellement imputable à la deuxième composante du résultat à savoir les *accruals*.

En revanche, pour les entreprises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation, les résultats ne paraissent pas significativement inférieurs en comparaison avec les firmes de contrôle. Autrement dit, ces entreprises ne semblent pas réaliser des résultats significativement inférieurs par rapport à des entreprises comparables en terme de performance pré-émission et appartenant au même secteur d'activité pendant les trois années qui suivent l'opération. Toutefois, ces entreprises connaissent des résultats significativement inférieurs à leurs consœurs du même secteur d'activité sur toute la période de l'analyse, c'est-à-dire de l'année -3 à +3 relativement à l'année d'augmentation de capital (année 0). Les tests conduits sur les variations des résultats, figurant dans le panel D du tableau 2, montrent que par rapport à leur secteur, les firmes françaises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation voient leurs résultats croître significativement après l'opération. En effet, le niveau absolu de la performance des firmes est significativement moins important que celui des firmes de même secteur d'activité sur les années +1, +2 et +3, tout en connaissant, en même temps, une augmentation significative relativement à leur niveau de performance pré-émission ou relativement à leurs consœurs de même secteur d'activité.

Année	-1 à 1	-1 à 2	-1 à 3	0 à 1	0 à 2	0 à 3
<i>Panel C : Le résultat net (%)</i>						
Investissement						
Non ajusté	-1,69 <sup>a</sup>	-1,60 <sup>a</sup>	-2,00 <sup>a</sup>	-0,21 <sup>a</sup>	-1,34 <sup>a</sup>	-1,13 <sup>a</sup>
Ajusté par la médiane sectorielle	-1,49 <sup>a</sup>	-1,35 <sup>a</sup>	-1,67 <sup>a</sup>	-0,91 <sup>b</sup>	-0,96 <sup>b</sup>	-0,90 <sup>a</sup>
Ajusté par la firme de contrôle	-1,65 <sup>b</sup>	-1,77 <sup>c</sup>	-2,49 <sup>a</sup>	0,00	-1,43 <sup>b</sup>	-1,30 <sup>b</sup>
N	113	108	103	113	108	103
Recapitalisation						
Non ajusté	3,32 <sup>a</sup>	4,80 <sup>a</sup>	1,97	0,67	0,97 <sup>a</sup>	0,53
Ajusté par la médiane sectorielle	3,31 <sup>a</sup>	3,61 <sup>a</sup>	3,36 <sup>a</sup>	0,83 <sup>a</sup>	0,44 <sup>a</sup>	0,59 <sup>c</sup>
Ajusté par la firme de contrôle	4,97 <sup>a</sup>	4,65 <sup>b</sup>	5,55 <sup>c</sup>	0,85 <sup>a</sup>	0,00	1,06
N	91	90	88	91	90	88
<i>Panel D : Les flux de trésorerie liés à l'activité (CFO) (%)</i>						
Investissement						
Non ajustés	1,37	-1,13	-1,27	0,00	0,00	1,64 <sup>c</sup>
Ajustés par la médiane sectorielle	0,67	-0,22	-0,16	0,00	0,00	0,55
Ajustés par la firme de contrôle	-0,66	-3,12 <sup>c</sup>	-2,30	0,73	-0,51	2,04
N	113	108	103	113	108	103
Recapitalisation						
Non ajusté	1,53	2,47 <sup>c</sup>	0,89	0,40 <sup>b</sup>	1,65 <sup>b</sup>	-0,16
Ajusté par la médiane sectorielle	2,12	1,43	1,28	0,00	1,56 <sup>a</sup>	2,15 <sup>a</sup>
Ajusté par la firme de contrôle	2,62	3,57 <sup>c</sup>	2,47	1,07	3,12 <sup>b</sup>	-0,83
N	91	90	88	91	90	88

Les panels C et D présentent la médiane de la variation du résultat net et des flux de trésorerie liés à l'activité standardisés ainsi que la variation ajustée des deux indicateurs par rapport à celle de l'échantillon de contrôle pour les fenêtres (de -1 à 1, de -1 à 2, de -1 à 3, de 0 à 1, de 0 à 2 et de 0 à 3). Pour apprécier la significativité statistique des résultats obtenus nous appliquons des tests de différence de médiane (test de rang de Wilcoxon).

<sup>a</sup>, <sup>b</sup> et <sup>c</sup> : tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Notons que les entreprises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation affichent des résultats avant l'opération relativement faibles : le résultat net standardisé médian est de l'ordre de  $-4,80\%$  et la différence médiane entre les résultats de ces entreprises et de celles du même secteur d'activité est significativement négative.

L'amélioration du niveau des résultats de ces entreprises peut être attribuée en partie à la diminution de la charge financière de la dette, toutes choses étant égales par ailleurs. Les CFO pour ces entreprises sont significativement inférieurs à leurs consœurs de même secteur d'activité sur toute la période d'observation, sauf pour l'année +3. Toutefois, lorsque les firmes de contrôle sont retenues comme *benchmark*, le niveau des CFO n'apparaît significativement inférieur que pour l'année de l'augmentation de capital. Les variations non ajustées et ajustées des CFO indiquent dans l'ensemble une amélioration des flux de trésorerie liés à l'activité pour ces entreprises sur les fenêtres étudiées, bien qu'elle ne soit pas significative sur certaines d'entre elles.

#### 4. La gestion des résultats : tests empiriques

Le tableau 3 présente le profil en série chronologique des quatre mesures des *accruals* autour de l'émission d'actions pour les deux sous-échantillons. Pour les deux sous-échantillons, les *accruals* totaux (ACCT) médians sont négatifs pour toutes les années d'observation. Ce résultat traduit l'importance du poids des dotations aux amortissements et aux provisions dans les *accruals*.

Pour le sous-échantillon « recapitalisation », les *accruals* discrétionnaires n'apparaissent pas significatifs et positifs pendant les années qui entourent l'augmentation de capital. On observe même des *accruals* discrétionnaires négatifs de façon significative pendant les années -3, -2 et -1, bien que non significatifs après avoir contrôlé pour la performance. Ainsi, les entreprises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation ne gèrent pas les résultats à la hausse autour de l'augmentation de capital.

Pour le sous-échantillon « investissement », on observe des *accruals* discrétionnaires positifs (3,06%) et statistiquement significatifs l'année de l'augmentation de capital. Une interprétation possible de ce résultat est que les firmes émettrices avec un objectif d'investissement gèrent activement les résultats pendant l'année 0.

Cependant, une autre interprétation est possible : les firmes pourraient gérer (*timing*) la date de l'augmentation de capital de façon à

choisir le moment le plus favorable pour lancer l'opération (Rangan, 1998). Autrement dit, il se pourrait tout simplement, hors de toute manipulation, que les bénéfices soient plus importants cette année là, ce qui conduit les dirigeants à augmenter le capital<sup>12</sup>. Or, les *accruals* discrétionnaires contrôlés par la performance (ACCD\_PERF) sont également positifs et significatifs pendant l'année 0. Dans la mesure où la procédure d'appariement tient compte de la performance<sup>13</sup>, on ne peut donc attribuer le niveau élevé des ACCD\_PERF observé l'année 0 à l'impact incrémental de la performance sur les *accruals*.

Teoh et *al.* (1998) aboutissent à la même constatation l'année de l'émission d'actions où ils reportent un niveau moyen (médian) des *accruals* décalés discrétionnaires de 5,59% (2,50%) et statistiquement significatif. Toutefois, nos résultats divergent de ces auteurs l'année qui précède l'opération : les *accruals* discrétionnaires ne sont pas significativement différents de zéro. Or, l'hypothèse qui est faite dans le cadre de cette recherche est que les sociétés émettrices gèrent leur résultat à la hausse au cours de l'année qui précède l'opération, c'est-à-dire au cours de l'année -1 (voir la figure 1) qui sert de référence à l'appréciation du prix d'offre. Les résultats des tests empiriques ne corroborent pas cette hypothèse<sup>14</sup>. Ils sont plutôt à rapprocher de ceux de Rangan (1998) qui n'identifie pas des manipulations comptables *via* les *accruals* au cours du trimestre précédant l'annonce de l'émission. Dans le contexte français, Le Nadant (1999) et Thauvron (2000) ne mettent pas non plus en évidence des manipulations comptables *via* les *accruals* l'année précédant respectivement les opérations de LBO (*Leveraged Buy-Out*) et de prise de contrôle.

---

<sup>12</sup> Nous devons cette remarque à l'un des rapporteurs que nous remercions.

<sup>13</sup> Nous tenons à rappeler que les firmes de contrôle sont sélectionnées de façon à ce que la performance pré-événement (année -1) soit comparable à celle des firmes de l'échantillon étudié.

<sup>14</sup> Les entreprises peuvent gérer les résultats trimestriels précédant l'émission, cette gestion se retrouvant dans le résultat annuel publié après celle-ci. Cette manipulation se retrouverait alors dans le résultat annuel publié après l'émission. Toutefois, ce cas de figure ne concerne qu'une dizaine de cas où la note d'information fait apparaître des comptes intermédiaires, qui peuvent faire l'objet d'une manipulation comptable. Ce nombre de cas n'est pas suffisamment important pour qu'on puisse imputer la gestion des résultats identifiée l'année d'émission à une manipulation dans le but d'influer sur le prix d'émission. Nous remercions le Professeur Ginglinger pour cette remarque.

**Tableau 3** – *L'évolution des différentes composantes d'accruals autour de l'augmentation de capital*

Année	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3
<i>Investissement</i>							
ACCT	- 4,15 <sup>a</sup>	- 4,16 <sup>a</sup>	- 5,85 <sup>a</sup>	- 4,25 <sup>a</sup>	- 4,66 <sup>a</sup>	- 6,34 <sup>a</sup>	- 6,93 <sup>a</sup>
ACCD	-0,17	0,37	-0,23	3,06 <sup>a</sup>	0,13	-0,08	-0,08
ACCD_PERF	0,00	0,18	-0,18	2,96 <sup>a</sup>	0,35	0,76	0,24
ACCND	- 3,41 <sup>a</sup>	- 3,47 <sup>a</sup>	- 3,88 <sup>a</sup>	- 5,05 <sup>a</sup>	- 5,86 <sup>a</sup>	- 6,32 <sup>a</sup>	- 4,76 <sup>a</sup>
N	95	102	114	114	113	108	103
<i>Recapitalisation</i>							
ACCT	- 4,09 <sup>a</sup>	- 7,65 <sup>a</sup>	- 8,21 <sup>a</sup>	- 6,78 <sup>a</sup>	- 5,40 <sup>a</sup>	- 4,26 <sup>a</sup>	- 4,26 <sup>a</sup>
ACCD	- 2,38 <sup>c</sup>	- 2,80 <sup>a</sup>	- 3,27 <sup>a</sup>	0,29	0,70	-0,19	0,09
ACCD_PERF	0,74	-0,25	-0,35	0,16	0,25	-0,73	-0,03
ACCND	- 5,37 <sup>a</sup>	- 5,53 <sup>a</sup>	- 6,16 <sup>a</sup>	- 6,40 <sup>a</sup>	- 5,19 <sup>a</sup>	- 4,46 <sup>a</sup>	- 4,38 <sup>a</sup>
N	65	90	92	92	91	90	88

Ce tableau présente les *accruals* totaux (ACCT), les *accruals* discrétionnaires (ACCD) et non discrétionnaires (ACCND) des entreprises émettrices d'actions selon l'objectif de l'opération sur les trois années avant l'augmentation de capital, l'année d'augmentation de capital et trois années après. Les *accruals* non discrétionnaires reflètent le choix des *accruals* qui est dicté par les conditions économiques de l'entreprise et par la structure de ses actifs, alors que les *accruals* discrétionnaires sont censés refléter les choix discrétionnaires des dirigeants ; les deux composantes sont estimées par le modèle de Jones (1991). Conformément à la méthodologie recommandée par Kothari *et al.* (2005), les *accruals* discrétionnaires contrôlés par la performance (ACCD\_PERF) correspondent à la différence entre les *accruals* discrétionnaires des entreprises émettrices et ceux observés sur les entreprises de contrôle. Ces dernières sont choisies sur la base de leur appartenance sectorielle et la même performance en -1 que les entreprises émettrices. Les mesures des *accruals* sont standardisées par l'actif total en début de période et sont exprimées en pourcentage. Pour apprécier la significativité statistique des résultats obtenus, nous appliquons des tests de différence de médiane (test de rang de Wilcoxon). Les différentes mesures d'*accruals* sont exprimées en pourcentage de l'actif total. «<sup>a</sup>», «<sup>b</sup>» et «<sup>c</sup>» : tests significatifs respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%.

L'accroissement des résultats comptables l'année précédant les opérations d'augmentation de capital avec un objectif d'investissement ne serait donc pas dû à des manipulations comptables mais à une réelle amélioration de la rentabilité des sociétés : d'après le tableau 2, le niveau des CFO standardisés s'élève en médiane à 6,07 % en -1. En ce sens, les résultats semblent corroborer l'hypothèse du *timing* et celle de la théorie des options réelles. Loughran et Ritter (1997) soulignent que si l'entreprise gère les résultats à la hausse en vue de préparer une émission d'actions dans un contexte baissier, l'entreprise s'expose à un risque de décote avant même de pouvoir émettre des titres surévalués. Selon Loughran et Ritter (1997), si certaines entreprises se livrent à des manipulations comptables dans le but d'émettre des actions surévaluées, les autres entreprises profitent tout simplement d'une fenêtre d'opportunité sans pour autant recourir à des manipulations comptables.

En outre, les augmentations de capital en France présentent une caractéristique importante : les dirigeants peuvent demander l'autorisation d'émettre du capital pour une durée de trois ans. Ainsi, l'opération peut être anticipée et les manipulations sont rendues plus difficiles dans le contexte français.

À l'instar de Rangan (1998), nous proposons également, pour distinguer entre ces deux interprétations possibles, de modéliser la décision de l'émission d'actions et les *accruals* observés l'année 0 comme deux variables endogènes dans un système à deux équations pour les deux sous-échantillons étudiés. Nous estimons les deux équations en coupe transversale sur un échantillon composé des firmes émettrices d'actions et des firmes de contrôle dont les variables sont observées pendant l'année 0. Les deux équations suivantes sont estimées simultanément pour les deux sous-échantillons:

$$ACCT_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta CA_{it} + \beta_2 IMM_{it} + \beta_3 Emission_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Emission_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 ACCT_{it} + \gamma_2 MB_{it} + \gamma_3 BHR\_12_{it} + \gamma_4 Impôt_{it} + \gamma_5 Dette_{it} + \gamma_6 Taille_{it} + \gamma_7 Cash_{it} + \nu_{it} \quad (6)$$

Toutes les variables, sauf Emission, MB, BHR\_12 et Taille, sont rapportées à l'actif total. Dans la première équation (le modèle de Jones), les *accruals* totaux (ACCT) sont régressés sur la variation du chiffre d'affaires (delta CA), les immobilisations corporelles (IMM) - ces variables sont censées expliquer la part non discrétionnaire des *accruals* - et une variable dichotomique Emission valant 1 s'il s'agit

d'une firme émettrice d'actions et 0 sinon. Dans la deuxième équation, la variable dépendante est la variable dichotomique Emission et les variables indépendantes sont les *accruals* totaux et un ensemble de variables censées prédire la décision d'augmentation de capital. À l'instar de Jung et al. (1996), le ratio valeur de marché sur la valeur comptable des capitaux propres (MB) est utilisé comme variable approchant les opportunités d'investissement, puisque les firmes avec un potentiel de croissance élevé ont davantage besoin de liquidités pour soutenir la croissance ; on s'attend à ce que le coefficient associé à cette variable soit positif. Conformément à l'hypothèse du *timing*, selon laquelle les dirigeants mettent à profit une période favorable pour émettre des actions, la rentabilité achat-conservation sur les 12 mois qui précèdent l'émission d'actions ( $BHR_{12}$ )<sup>15</sup> est retenue comme déterminant de l'émission d'actions ; on s'attend à ce que le coefficient associé à cette variable soit positif. Les intérêts d'emprunts étant déductibles du résultat imposable, les firmes qui supportent des charges d'impôts importantes sur les résultats sont alors mieux disposées à émettre des titres de dette (MacKie-Mason, 1990 ; Jung et al., 1996). Ainsi, on devrait observer une relation négative entre les impôts sur les résultats (Impôt) et la décision d'émission d'actions. Les firmes endettées supportent des coûts de faillite élevés et sont, par conséquent, davantage susceptibles d'émettre des actions (McLaughlin et al., 1996) ; le coefficient associé à cette variable devrait être négatif. Aussi, si les firmes cherchent à maintenir un ratio d'endettement cible, les firmes avec un niveau d'endettement élevé sont plus enclines à émettre des actions. Le ratio dette sur actif total (Dette) est utilisé comme indicateur du niveau d'endettement des firmes ; le coefficient associé à cette variable devrait être positif. Il est bien établi dans la littérature que l'émission d'actions est plus coûteuse en présence d'asymétrie d'information entre les dirigeants de la firme et les investisseurs (Myers et Majluf, 1984). Korajczyk et al. (1991) montrent que les firmes préfèrent émettre des actions lorsque le marché est mieux informé sur leur qualité réelle. Autrement dit, les firmes choisissent d'émettre des actions lorsque l'asymétrie d'information est réduite. L'asymétrie d'information étant, toutes choses égales par ailleurs, moins importante pour les sociétés de grande

<sup>15</sup>  $BHR_{12} = \prod_{t=-12}^{-1} (1 + R_{it}) - 1$  ; où  $R_{it}$  est la rentabilité de l'entreprise  $i$  au mois  $t$  relativement à la date d'annonce d'augmentation de capital. Pour le calcul de cette variable nous avons eu recours à la base de données Datastream qui fournit les données boursières des entreprises cotées, notamment les cours ajustés des opérations sur le capital et le dividende.

taille, le logarithme de l'actif total (Taille) est utilisé pour appréhender la taille ; le coefficient associé à la variable Taille devrait être positif. Enfin, les firmes qui ont des contraintes de liquidités sont plus incitées à émettre des actions pour réduire cette contrainte. La contrainte de liquidité est appréhendée par les disponibilités et les équivalents de disponibilités sur l'actif total (Cash) ; le coefficient associé à cette variable devrait être négatif.

Si l'hypothèse de la gestion des résultats est vérifiée, alors on devrait observer un coefficient positif de la variable Emission dans la première équation du système. Dans la deuxième équation, le coefficient associé aux *accruals* (ACCT) devrait être positif si l'opération d'augmentation de capital est lancée au moment où le niveau des *accruals* est anormalement élevé en 0. Ainsi, en estimant simultanément les deux équations, on teste l'hypothèse de la gestion des résultats en 0 tout en contrôlant celle du *timing*.

L'existence d'une variable dichotomique (Emission) endogène conduit à estimer le système selon la méthode spécifique dont le principe est similaire à celui des doubles moindres carrés. La procédure utilisée est celle initialement proposée par Maddala (1983, p. 244), et est appelée par Alvarez et Glasgow (2000) « *two stage probit least squares* (2SPLS)<sup>16</sup> ». Il s'agit en effet d'estimer, dans un premier temps, l'équation (6) par un modèle Probit et de calculer la valeur prédictive de  $\pi$  et, dans un second temps, de la substituer dans l'équation (5) qui sera estimée par une MCO.

Pour le sous-échantillon « investissement », les résultats du tableau 4 montrent que, conformément à l'hypothèse du *timing*, il existe une relation positive entre les *accruals* et la décision d'émission d'actions dans la deuxième équation. Le coefficient associé aux *accruals* est égal à 3,524 et significatif au seuil de 1%. Le coefficient de la variable Emission ressort positif et statistiquement significatif dans la première équation, ce qui conforte l'hypothèse de la gestion des résultats pour le sous-échantillon « investissement ».

Ainsi, les résultats suggèrent que les firmes émettrices d'actions avec un objectif d'investissement gèrent les résultats pendant l'année de l'émission en contrôlant la possibilité que l'augmentation de capital ait lieu au moment où les *accruals* sont particulièrement élevés.

---

<sup>16</sup> Pour l'utilisation de cette procédure avec le logiciel STATA, voir Keshk (2003).

**Tableau 4** – Les résultats de l'estimation 2SPLS.

		Sous-échantillon « Investissement » et les entreprises de contrôle (N=114×2)		Sous-échantillon « Recapitalisation » et les entreprises de contrôle (N=92×2)	
Variables	Signe attendu	Variables dépendantes		Variables dépendantes	
		Emission	ACCT	Emission	ACCT
Constante		-1,360 (-1,62)	-0,045 (-0,30)	-0,793 (-0,76)	-0,096 <sup>a</sup> (-7,19)
ΔCA	+		0,002 (0,15)		0,131 <sup>a</sup> (3,65)
IMM	-		-0,097 <sup>b</sup> (-2,15)		-0,054 (-1,13)
Emission	+		0,042 <sup>a</sup> (4,29)		0,077 (1,33)
ACCT	+	3,524 <sup>a</sup> (3,66)		4,050 (1,33)	
MB	+	0,202 <sup>a</sup> (3,93)		0,007 (0,96)	
BHR_12	+	0,828 <sup>a</sup> (3,26)		0,121 (0,18)	
Impôt	-	-8,380 <sup>b</sup> (-2,31)		-7,034 (-1,23)	
Dette	+	0,631 (1,56)		0,822 <sup>b</sup> (2,32)	
Taille	+	0,064 (1,02)		0,115 (1,63)	
Cash	-	0,969 <sup>b</sup> (2,47)		-0,382 (-0,39)	
		Pseudo R <sup>2</sup> = 0,26	R <sup>2</sup> ajust. = 0,09	Pseudo R <sup>2</sup> = =0,08	R <sup>2</sup> ajust. = 0,10

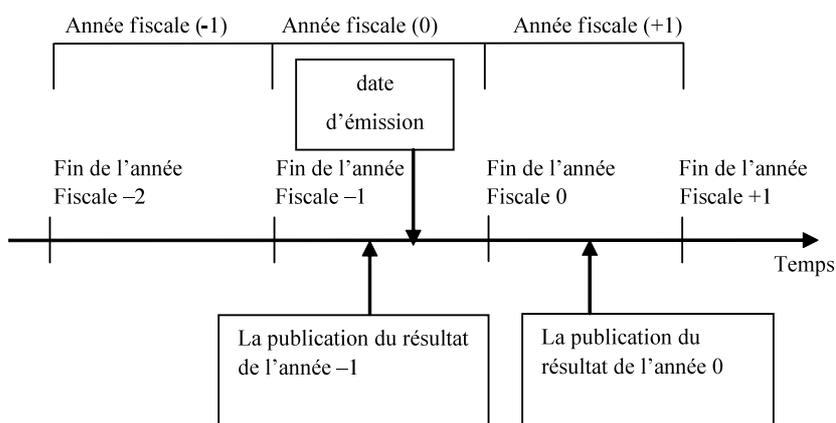
Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation 2SPLS pour les deux sous-échantillons étudiés. ACCT sont les *accruals* totaux rapportés à l'actif total, ΔCA est la variation du chiffre d'affaires sur l'actif total, IMM correspond aux immobilisations corporelles sur l'actif total, Emission est une variable dichotomique valant 1 s'il s'agit d'une firme émettrice d'actions et 0 sinon, MB représente la valeur de marché sur la valeur comptable des capitaux propres, BHR\_12 est la rentabilité achat-conservation sur les 12 mois qui précèdent l'émission d'actions, la variable Impôt est mesurée par le rapport impôt sur le résultat sur l'actif total, Dette correspond au rapport des dettes sur l'actif total, Taille est mesurée par le logarithme népérien de l'actif total, et Cash est égale au rapport des disponibilités et équivalents des disponibilités sur l'actif total. L'échantillon est composé de 206 entreprises émettrices d'actions (114 émissions

d'actions avec un objectif d'investissement et 92 émissions d'actions avec un objectif de recapitalisation) et de 206 entreprises de contrôle (114 entreprises de contrôle correspondant aux entreprises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement et 92 entreprises de contrôle correspondant aux entreprises émettrices d'actions avec un objectif de recapitalisation). «<sup>a</sup>», «<sup>b</sup>» et «<sup>c</sup>» : tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Nous observons par ailleurs que la probabilité de recourir à une émission d'actions augmente pour les entreprises qui présentent un MB élevé. Ce résultat conforte la théorie des options réelles. De même, les firmes sont d'autant plus enclines à procéder à une émission d'actions avec un objectif d'investissement que la rentabilité achat-conservation sur les 12 mois qui précèdent l'opération a été importante. Ce résultat corrobore aussi bien l'hypothèse du *timing* et celle de la théorie des options réelles.

Le niveau d'impôt pour ces entreprises semble également expliquer le recours à l'émission d'actions. Le coefficient associé à la Dette n'est pas significativement différent de zéro ce qui suggère que le recours à l'émission d'actions n'est pas déterminé par le niveau d'endettement de ces entreprises. Enfin, le coefficient associé à la variable Cash ressort positif et statistiquement significatif ; on peut en déduire que les entreprises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement ne sont pas financièrement contraintes.

**Figure 1 - Chronologie des événements**



Pour le sous-échantillon « recapitalisation », les résultats obtenus ne permettent de se prononcer en faveur de l'hypothèse du *timing* ni de celle de la gestion des résultats. En effet, le coefficient associé aux *ac-*

*cruals* totaux n'est pas significativement différent de zéro dans la deuxième équation. De même, le coefficient associé à la variable Emission n'est pas significativement différent de zéro dans la première équation. Nous observons par ailleurs que la probabilité de recourir à une émission d'actions avec un objectif de recapitalisation augmente avec le degré d'endettement des entreprises.

## 5. Les *accruals* discrétionnaires expliquent-ils la baisse des résultats ?

Dans cette section, nous étudions si la gestion des résultats identifiée l'année de l'augmentation pour le sous-échantillon « Investissement » permet d'expliquer la baisse des résultats ultérieurs. Pour ce faire, en plus des régressions à moindres carrés ordinaires, nous utilisons les régressions quantiles médiane (i.e. 50ème percentile).

Les régressions quantiles se focalisent sur les médianes et sont par conséquent préférables aux régressions à moindres carrés ordinaires lorsqu'on analyse des performances comptables (Autore et al., 2009). En effet, les régressions à moindres carrés ordinaires modélisent la relation entre une ou plusieurs variables explicatives et la moyenne conditionnelle de la variable dépendante. Les régressions quantiles, introduites par Koenker et Bassett (1978), permettent l'estimation des quantiles ou percentiles conditionnels de la variable dépendante, comme la médiane ou le 75ème percentile. Cette méthode présente l'avantage de ne retenir aucune hypothèse sur la nature de la distribution du terme d'erreur et elle s'avère particulièrement robuste en présence de valeurs aberrantes de la variable dépendante.

Les régressions quantiles sont particulièrement intéressantes pour l'analyse des variables comptables dans la mesure où elles présentent souvent des observations extrêmes. Il est, en effet, bien établi dans la littérature que les ratios comptables souffrent d'un problème de *skewness* (Loughran et Ritter 1997, p. 182). Plusieurs auteurs (DeAngelo, 1988 ; Kaplan, 1989 ; Healy et Palepu, 1990 ; Jain et Kini, 1994 ; Mikkelson et al., 1997 ; McLaughlin et al., 1996) préfèrent utiliser la médiane comme estimateur de la tendance centrale dans leurs études portant sur l'analyse des performances opérationnelles.

Nous retenons comme variable dépendante la variation du résultat standardisé entre l'année 0 et respectivement les années +1, +2 et +3. Les variables indépendantes retenues sont les suivantes :

i) ACCD\_PERF : Si les entreprises émettrices utilisent les *accruals* pour emprunter des profits aux exercices ultérieurs, alors on devrait s'attendre à une relation négative entre les *accruals* discrétionnaires contrôlés par la performance l'année de l'augmentation de capital et les variations des résultats ultérieurs.

ii) CrInvst : La variation des investissements entre l'année  $-1$  et  $0$  où les investissements sont calculés ainsi : Immobilisations + BFR. La prise en compte de cette variable est justifiée par le fait que la baisse des résultats post-émission peut être attribuée, au moins en partie, à l'accroissement anormal des actifs suite à l'émission d'actions. En effet, du fait des investissements réalisés, les actifs des entreprises émettrices d'actions augmenteraient plus rapidement que la richesse créée par le cycle d'exploitation entraînant ainsi une réduction mécanique à court et moyen terme de la rentabilité. Le coefficient de cette variable devrait être négatif.

iii) MB : Le ratio valeur de marché des capitaux propres sur leur valeur comptable mesuré l'année de l'augmentation de capital. La littérature antérieure montre que la baisse des performances des entreprises émettrices d'actions concerne essentiellement les entreprises de croissance. Le coefficient associé à cette variable devrait être négatif.

iv) Taille : Afin de contrôler l'effet taille nous utilisons le logarithme de l'actif total de l'entreprise émettrice observé l'année d'augmentation de capital. En effet, les firmes de grande taille sont mieux suivies par les analystes financiers qui produisent plus d'informations concernant ces entreprises. Ces firmes sont mieux établies et bénéficient d'une bonne réputation auprès du marché financier. La baisse de la performance devrait donc être moins prononcée pour les firmes de grande taille. Le coefficient associé à cette variable devrait être positif.

Les résultats des régressions MCO présentés dans le Panel A du tableau 6 montrent que la baisse des résultats est d'autant plus importante pour le sous-échantillon « Investissement » que les *accruals* discrétionnaires sont élevés l'année de l'émission d'actions, toutes choses égales par ailleurs. Ceci suggère que la baisse des résultats des entreprises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement peut être attribuée, au moins en partie, aux manipulations comptables opérées l'année de l'opération.

**Tableau 5** – Les accruals discrétionnaires de l'année d'émission et les variations ultérieures des résultats comptables

Variables indépendantes	Investissement			Recapitalisation		
	$\Delta_{0,1}ROA_1$	$\Delta_{0,2}ROA_2$	$\Delta_{0,3}ROA_3$	$\Delta_{0,1}ROA_1$	$\Delta_{0,2}ROA_2$	$\Delta_{0,3}ROA_3$
Panel A : Régressions à moindres carrés ordinaires						
Constante	0,132 (1,51)	-0,009 (-0,12)	-0,181 (-1,54)	0,119 <sup>a</sup> (3,59)	0,195 <sup>a</sup> (2,93)	0,310 <sup>b</sup> (2,27)
ACCD_PERF	-0,196 <sup>a</sup> (-3,33)	-0,171 <sup>a</sup> (-3,25)	-0,234 <sup>a</sup> (-3,11)	-0,046 (-1,35)	-0,056 (-1,37)	0,186 (0,77)
CrInvst	-0,056 <sup>c</sup> (-1,90)	-0,062 <sup>b</sup> (-2,31)	-0,092 <sup>b</sup> (-2,32)	0,0001 (0,00)	-0,129 (-1,36)	-0,231 <sup>b</sup> (-2,43)
MB	-0,061 <sup>a</sup> (-13,89)	-0,014 <sup>a</sup> (-3,61)	-0,040 <sup>a</sup> (-3,73)	0,0007 (1,06)	0,001 (1,18)	0,0003 (0,31)
Taille	-0,002 (-0,35)	0,002 (0,44)	0,015 <sup>c</sup> (1,83)	-0,007 (-1,23)	-0,011 (-1,09)	-0,020 <sup>c</sup> (-1,97)
R <sup>2</sup> ajusté	0,635	0,360	0,218	0,191	0,122	0,065
F	52,38	13,16	6,70	7,11	5,64	2,57
p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,043
N	113	108	103	91	90	88
Panel B : Régressions quantiles						
Constante	0,055 <sup>b</sup> (2,35)	0,056 (1,66)	0,0005 (0,02)	0,006 (0,22)	0,074 (1,30)	0,223 <sup>b</sup> (2,23)
ACCD_PERF	-0,086 <sup>a</sup> (-6,43)	-0,081 <sup>a</sup> (-4,36)	-0,058 <sup>a</sup> (-2,94)	-0,032 (-0,61)	-0,031 (-0,37)	-0,018 (-0,72)
CrInvst	-0,042 <sup>a</sup> (-5,22)	-0,066 <sup>b</sup> (-5,96)	-0,030 <sup>b</sup> (-2,46)	0,014 (0,71)	-0,108 <sup>a</sup> (-2,65)	-0,193 <sup>b</sup> (-2,86)
MB	-0,014 <sup>a</sup> (-11,85)	-0,013 <sup>a</sup> (-14,55)	-0,015 <sup>a</sup> (-4,66)	0,0003 <sup>a</sup> (2,90)	0,006 <sup>a</sup> (3,60)	-5,4e-06 (-0,02)
Taille	-0,001 (-0,85)	-0,001 (-0,46)	0,002 (0,81)	-0,001 (-0,06)	-0,003 (-0,80)	-0,014 <sup>c</sup> (-1,81)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,105	0,136	0,108	0,023	0,115	0,101
N	113	108	103	91	90	88

Le tableau 5 présente les résultats des régressions MCO (Panel A) et quantiles (Panel B) en coupe transversale de la  $\Delta_{0,t}ROA_t$  sur les variables indépendantes observées l'année d'émission. Les variables dépendantes dans ces régressions sont les  $\Delta_{0,t}ROA_t$  sur les années 1, 2, et 3. Les variables indépendantes retenues sont : les accruals discrétionnaires (ACCD\_PERF), la croissance des investissements (CrInvst), le ratio valeur de marché des capitaux propres sur leur valeur comptable (MB), et la variable Taille mesurée par le logarithme de l'actif total de l'entreprise émettrice. Les régressions sont estimées pour les deux sous-échantillons « Investissement » et « recapitalisation ». Les

chiffres entre parenthèses représentent la valeur du test *t* de Student. Les estimations MCO sont réalisées en tenant compte de la correction de White (1980). «<sup>a</sup>», «<sup>b</sup>» et «<sup>c</sup>» : tests significatifs respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%.

La baisse des résultats ultérieurs dépend également des autres variables de contrôle utilisées dans ces régressions. Nous observons en particulier une relation négative et significative entre la variable dépendante et les variables CrInvst et MB pour les trois spécifications. La variable Taille n'apparaît significative au seuil de 10% que pour la troisième spécification. Les résultats des régressions quantiles présentés dans le panel B du tableau 5, confirment globalement ceux obtenus par les régressions MCO.

Concernant le sous-échantillon « recapitalisation », les résultats obtenus ne mettent pas en évidence une relation significativement négative entre les variations des résultats post-émission et les *accruals* discrétionnaires observés l'année de l'opération. Toutefois, certaines variables de contrôle affichent des coefficients significatifs aux seuils conventionnels pour certains horizons. C'est le cas de la variable CrInvst pour l'horizon 3 (3ème spécification) lorsqu'on utilise les régressions MCO, et les horizons 2 et 3 (2ème et 3ème spécification) lorsqu'on utilise les régressions quantiles. C'est également le cas pour la variable MB aux horizons 1 et 2 lorsqu'on utilise les régressions quantiles.

En somme, les résultats obtenus indiquent que les entreprises émettrices d'actions avec un objectif d'investissement se livrent à un comportement de gestion des résultats l'année de l'opération, et qu'une telle manipulation explique en partie la baisse des résultats ultérieurs. En revanche, pour les entreprises levant des capitaux pour renforcer les fonds propres, les résultats observés ne permettent pas de mettre en évidence un comportement de gestion des résultats.

## Conclusion

Plusieurs études récentes montrent qu'il est possible d'expliquer la baisse des résultats après l'émission d'actions par les manipulations comptables réalisées avant l'opération. Conformément aux études antérieures sur le sujet, nous constatons une baisse significative des résultats des entreprises françaises émettrices d'actions uniquement pour les opérations avec un objectif d'investissement après l'émission. Toutefois, nous ne mettons pas en évidence une baisse significative des résultats pour les opérations avec un objectif de recapitalisation. Par ailleurs, nos résultats sur le marché français ne permettent pas de valider l'hypothèse de la gestion des résultats avant l'augmentation de capital. En revanche, nos résultats semblent corroborer l'hypothèse du *timing* et celle des options réelles pour les opérations avec un objectif d'investissement : l'accroissement des résultats comptables l'année précédant les opérations d'augmentation de capital ne serait donc pas dû à des manipulations comptables mais à une réelle amélioration de la rentabilité des sociétés.

Les entreprises qui émettent des actions dans le but de renforcer les fonds propres sont généralement forcées de recourir au marché des actions et ne sont donc pas motivées par des considérations de *timing*. Ces entreprises sont financièrement contraintes et sont généralement en difficultés financières.

Nous mettons en évidence, par ailleurs, la présence d'*accruals* discrétionnaires significativement élevés au cours de l'année d'émission pour les opérations avec un objectif d'investissement, ce qui traduit une gestion des résultats à la hausse. Une telle manipulation pourrait s'expliquer par la volonté des dirigeants de lisser les résultats pour ne pas afficher des résultats qui soient en baisse significative juste après l'émission d'actions. Il est possible également de l'interpréter par la pression exercée sur les émetteurs à manipuler les résultats après l'émission par les banques chargées du placement des titres.

Enfin, la gestion haussière des résultats l'année de l'émission pour les opérations avec un objectif d'investissement explique en partie la baisse des résultats ultérieurs. En effet, les *accruals* discrétionnaires de l'année d'émission sont négativement et significativement liés aux variations des résultats sur les fenêtres [0 ; 1], [0 ; 2] et [0 ; 3].

## Bibliographie

- Alvarez R. et Glasgow G. (2000), « Two Stage Estimation of Nonrecursive Choice Models », *Political Analysis*, vol. 8, n° 2, p. 147-165.
- Asquith P. et Mullins D.W. (1986), « Equity Issues and Offering Dilution », *Journal of Financial Economics*, vol. 15, n° 1-2, p. 61-89.
- Autore D., Bray D.E. et Peterson D.R. (2009), « Intended Use of Proceeds and the Long-run Performance of Seasoned Equity Issuers », *Journal of Corporate Finance*, à paraître.
- Barber B.M. et Lyon J.D. (1996), « Detecting Abnormal Operating Performance: The Empirical Power and Specification of Test Statistics », *Journal of Financial Economics*, vol. 41, n° 3, p. 359-399.
- Brooks L.D. et Buckmaster D.A. (1980), « First Difference Signals and Accounting Income Time Series Properties », *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 7, n° 6, p. 437-454.
- Dierkens N. (1991), « Information Asymmetry and Equity Issues », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 26, n° 2, p. 181-198.
- Cai J. (1998), « The Long-run Performance Following Japanese Rights Issues », *Applied Financial Economics*, vol. 8, n° 4, p. 419-434.
- Cai J. et Loughran T. (1998), « The Performance of Japanese Seasoned Equity Offerings, 1971-1992 », *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 6, n° 5, p. 395-425.
- Carlson M., Fisher A. et Giammarino R. (2006), « Corporate Investment and Asset Prices Dynamics: Implications for SEO Event Studies and Long-run Performance », *Journal of Finance*, vol. 61, n° 3, p. 1009-1034.
- Carpentier C., l'Her J.-F., Smith S. et Suret J.-M. (2008), « Seasoned Equity Offerings, Investment Risk and Financial Constraints », *Working paper*.
- Chalayer S. et Dumontier P. (1996), « Performances économiques et manipulations comptables : une approche empirique », *Actes du Congrès annuel de l'Association Française de Comptabilité*, Valenciennes.
- DeAngelo L. (1988), « Managerial Competition, Information Costs, and Corporate Governance: The Use of Accounting Performance Measures in Proxy Contests », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 10, n° 1, p. 3-36.
- Dechow P., Sloan R. et Sweeney A. (1995), « Detecting Earnings Management », *Accounting Review*, vol. 70, n° 2, p. 193-225.

- Dereeper S. (2002), « La fenêtre d'émission d'actions sur le marché boursier français », *Banque et Marchés*, vol. 59, n° 3, p. 45–55.
- Desrosiers S., l'Her J.-F. et Sauriol L. (2004), « Les SEO : bon ou mauvais présage à long terme ? », *Revue Canadienne d'Investissement*, Hiver, p. 5-9.
- Eckbo B.E., Masulis R. et Norli O. (2000), « Seasoned Equity Offerings: Resolution of the 'New Issue Puzzle' », *Journal of Financial Economics*, vol. 53, n° 2, p. 251-291.
- Freeman R.N., Ohlson J.A. et Penman S.H. (1982), « Book Rate-of-Return and Prediction-of-Earnings Changes: An Empirical Investigation », *Journal of Accounting Research*, vol. 20, n° 2, p. 639-653.
- Gajewski J.-F. et Ginglinger É. (2002), « Seasoned Equity Issues in a Closely Held Market: Evidence from France », *European Finance Review*, vol. 6, n° 3, p. 291–319.
- Healy P. et Palepu K.G. (1990), « Earnings and Risk Changes Surrounding Primary Stock Offers », *Journal of Accounting Research*, vol. 28, n° 1, p. 25-48.
- Jain B.H. et Kini O. (1994), « The Post-issue Operating Performance of IPO Firms », *Journal of Finance*, vol. 49, n° 5, p. 1699–1726.
- Janin R. et Piot C. (2008), « L'influence des auditeurs externes et des comités d'audit sur le contenu informatif des manipulations comptables », *Revue des Sciences de Gestion*, n° 233, p. 23-33.
- Jeanjean T. (2001), « Incitations et contraintes à la gestion du résultat », *Comptabilité Contrôle Audit*, vol. 2, n° 7, p. 62-76.
- Jeanneret P. (2005), « Use of the Proceeds and Long-run Performance of French Seasoned Equity Offerings Firms », *European Financial Management*, vol. 11, n° 1, p. 99-122.
- Jones J. (1991), « Earnings Management During Import Relief Investigations », *Journal of Accounting Research*, vol. 29, n° 2, p. 193-228.
- Jung K., Kim C.K. et Stulz R. (1996), « Timing, Investment Opportunities, Managerial Discretion, and the Security Issue Decision », *Journal of Financial Economics*, vol. 42, n° 2, p. 159-185.
- Kang J.-K., Kim Y.C. et Stulz R. (1999), « The Underreaction Hypothesis and the New Issues Puzzle: Evidence from Japan », *Review of Financial Studies*, vol. 12, n° 3, p. 519–534.
- Kaplan S. (1989), « The Effect of Management Buyouts on Operating Performance and Value », *Journal of Financial Economics*, vol. 24, n° 2, p. 217–254.
- Keshk O.M. (2003), « CDSIMEQ: A Program to Implement Two-Stage Probit Least Squares », *Stata Journal*, vol. 3, n° 2, p. 1-11.

- Korajczyk R.A., Lucas D. et McDonald R. (1991), « The Effect of Information Releases on the Pricing and Timing of Equity Issues », *Review of Financial Studies*, vol. 4, n° 4, p. 685-708.
- Kothari S.P., Leone A.J. et Wasley C.E. (2005), « Performance Matched Discretionary Accruals Measures », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 39, n° 1, p. 163-197.
- Koenker R. et Bassett G. (1978), « Regression Quantiles », *Econometrica*, vol. 46, n° 1, p. 33-50.
- Lang M.H. et Lundholm J. (2000), « Voluntary Disclosure and Equity Offerings: Reducing Information Asymmetry or Hying the Stock? », *Contemporary Accounting Research*, vol. 14, n° 4, p. 623-662.
- Le Nadant A.L. (1999), « La gestion des résultats comptables précédant les opérations de LBO françaises », *Comptabilité-Contrôle-Audit*, vol. 2, n° 5, p. 61-82.
- Levis M. (1995), « Seasoned Equity Offerings and the Short and Long-term Performance of Initial Public Offerings in the UK », *European Financial Management*, vol. 1, n° 2, p. 125-146.
- Loughran T. et Ritter J.R. (1995), « The New Issue Puzzle », *Journal of Finance*, vol. 50, n° 1, p. 23-51.
- Loughran T. et Ritter J.R. (1997), « The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings », *Journal of Finance*, vol. 52, n° 5, p. 1823-1850.
- MacKie-Mason J. (1990), « Do Taxes Affect Corporate Financing Decisions? », *Journal of Finance*, vol. 45, n° 5, p. 1471-1495.
- Maddala G.S. (1983), « Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics », *Econometric Society Monographs*.
- Masulis R.W. et Korwar A.N. (1986), « Seasoned Equity Offerings: An Empirical Investigation », *Journal of Financial Economics*, vol. 15, n° 1, p. 91-118.
- McLaughlin R., Safieddine A. et Vasudevan G.K. (1996), « The Operating Performance of Seasoned Equity Issuers: Free Cash-flow and Post-Issue Performance », *Financial Management*, vol. 25, n° 4, p. 41-53.
- Mikkelson W.H. et Partch M.M. (1986), « Valuation Effects of Security Offerings and the Issuance Process », *Journal of Financial Economics*, vol. 15, n° 1-2, p. 30-60.
- Mikkelson W.H., Partch M.M. et Shah K. (1997), « Ownership and Operating Performance of Companies that Go Public », *Journal of Financial Economics*, vol. 44, n° 3, p. 281-307.

- Myers S.C. et Majluf N.C. (1984), « Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do not Have », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, n° 3, p. 187-221.
- Rangan S. (1998), « Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings », *Journal of Financial Economics*, vol. 50, n° 1, p. 101-122.
- Ritter J.R. (2003), « Investment Banking and Securities Issuance », in G. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz (Éds.), *Handbook of the Economics of Finance: Corporate Finance*, p. 254-304.
- Shivakumar L. (2000), « Do Firms Mislead Investors by Overstating Earnings Before Seasoned Equity Offerings? », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 29, n° 3, p. 339-371.
- Spiess D.K. et Affleck-Graves J. (1995), « Underperformance in Long-run Stock Returns Following Seasoned Equity Offerings », *Journal of Financial Economics*, vol. 38, n° 3, p. 243-267.
- Stehle R., Ehrhardt O. et Przyborowsky R. (2000), « Long-run Stock Performance of German Initial Public Offerings and Seasoned Equity Issues », *European Financial Management*, vol. 6, p. 173-196.
- Teoh S.H., Welch I. et Wong T.J. (1998), « Earnings Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offerings », *Journal of Financial Economics*, vol. 50, p. 63-99.
- Thauvron A. (2000), « La manipulation du résultat comptable avant une offre publique », *Comptabilité Contrôle Audit*, vol. 2, n° 6, p. 97-114.
- Zhang L. (2005), « Anomalies », *NBER Working paper*.

## Annexe – Définition des variables

Variable	Définition	Calcul des variables en utilisant la nomenclature de Thomson One Banker
ACCD	Accruals Discrétionnaires	$ACCT_{it} - (\beta_0 + \beta_1/TA_{it-1} + \beta_2(\Delta CA_{it}) + \beta_3 IMM_{it})$
ACCD_PERF	Accruals Discrétionnaires contrôlés par la performance	$ACCD\_PERF_{it} = ACCD_{it} - ACCD_{ct}$ où $ACCD_{it}$ : Accruals Discrétionnaires de la firme émettrice $i$ en $t$ $ACCD_{ct}$ : Accruals Discrétionnaires de la firme de contrôle $c$ en $t$
ACCND	Accruals Non Discrétionnaires	$\beta_0 + \beta_1/TA_{it-1} + \beta_2(\Delta CA_{it}) + \beta_3 IMM_{it}$ où $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ et $\beta_3$ : coefficients estimés à partir du modèle suivant : $ACCT_{jt} = \beta_0 + \beta_1/TA_{jt-1} + \beta_2(\Delta CA_{jt}/TA_{jt-1}) + \beta_3(IMM_{jt}/TA_{jt-1}) + \varepsilon_{jt}$
ACCT	Accruals Totaux	NetIncome [1751] – NetCashFlowOperatingCFStmt [4860] Si NetCashFlowOperatingCFStmt [4860] n'est pas renseignée dans la base de données Thomson One Banker, nous calculons les accruals totaux ainsi: $\Delta(\text{TotalCurrentAssets [2201]} - \text{CashAndSTInvestments [2001]}) - \Delta(\text{TotalCurrentLiabilities [3101]} - \text{STDebtAndCurPortLTDebt [3051]}) - \text{DepreciationDeplAmortExpense [1151]}$
CA	Chiffre d'affaires	Net Sales or Revenues [01001]
Charges Fin.	Charges Financières	InterestExpenseonDebt [01251]
Cash	Disponibilités et équivalents de disponibilités rapportés à l'actif total $_{t-1}$	Cash & Short Term Investments [02001] / TotalAssets [2999]

CFO	Flux de trésorerie liés à l'activité	NetCashFlowOperatingCFStmt [4860]
Dette	Total dette sur l'actif total <sub>t-1</sub>	Total Debt [03255] / TotalAssets[2999]
EBITDA	Earnings Before Interest, Taxes & Depreciation	EarningsBeforeIntTaxesAndDepr [18198]
IMM	Immobilisations corporelles	TotalPropPlantEquipNet [2501]
Impôt	Impôt sur le résultat sur l'actif total <sub>t-1</sub>	IncomeTaxes [01451] / TotalAssets[2999]
Invst	Investissements = Immobilisations + BFR	TotalPropPlantEquipNet [2501]+Investment in Unconsolidated Subsidiaries [02256] + Other Investments [02250]+WorkingCapBalSht [03151]
MB	Market to Book	Price/Book Value Ratio – Close [09304]
ROA	Résultat Net / Actif total <sub>t-1</sub>	NetIncome [1751] / TotalAssets[2999]
TA	Total Atif	TotalAssets [2999]