

Les performances opérationnelles à long terme des entreprises françaises émettrices d'actions

Hatem MANSALI*

Université de Paris 12

Classification JEL : G34

Correspondance :

UPVM Site Mail des Mèches – IRG

61, Avenue du Général de Gaulle, 94010 Créteil Cedex

Tel. 01.41.78.47.68

E-mail : mansali@univ-paris12.fr

Résumé : Cette étude se propose d'analyser les performances opérationnelles d'un échantillon de 108 augmentations de capital réalisées en France. Les résultats obtenus montrent que les performances opérationnelles connaissent une hausse avant l'émission d'actions suivie d'une baisse significative comme sur les marchés américain, anglais et japonais. L'analyse des déterminants de la performance à long terme des entreprises émettrices ne corrobore pas l'hypothèse des *free cash flows*. En revanche, la dégradation de la performance semble être expliquée par l'hypothèse du *timing*.

Mots clés : augmentation de capital – performance opérationnelle – performance à long terme – *free cash flows*.

Abstract : We examine the long-run operating performance of 108 French companies issuing stock. Our results suggest that issuing firms experience substantial improvements in operating performance prior to the offering, while the tendency is reversed after the offering has taken place. This confirms the results obtained in US, UK and Japanese studies. We find no relation between the pre-issue level of free cash flow and the subsequent decline in profitability. Hence, the results from the French SEO market offer evidence consistent with the 'window of opportunity' hypothesis for explaining the downward drift following a seasoned offering.

Key words : seasoned equity offerings – operating performance – long-run performance – *free cash flows*.

* ATER à l'École Supérieure des Affaires, Institut de Recherche en Gestion (IRG) – Université de Paris XII. Une version préliminaire de cet article a fait l'objet d'une présentation au congrès de l'Association Française de Finance en décembre 2003. Je remercie les participants à ce congrès pour leurs commentaires et suggestions et, notamment, M. le Professeur Michel Dubois. Je remercie vivement M. le Professeur Jean-François Gajewski, directeur de cette recherche, pour ses commentaires constructifs sur une première version de cet article, ainsi que mes collègues de l'Institut de Recherche en Gestion (IRG). Je suis également reconnaissant envers les deux rapporteurs anonymes pour leurs suggestions.

Nombreuses sont les études qui ont examiné la performance à long terme des entreprises qui augmentent leur capital. Menées généralement dans le contexte américain, ces études constatent souvent une baisse de la performance à la suite d'une émission d'actions. Loughran et Ritter (1995) et Spiess et Affleck-Graves (1995) ont mis en évidence des rentabilités anormales négatives pour les firmes émettrices dans les cinq années qui suivent la date de l'émission. Loughran et Ritter montrent que les entreprises enregistrent une rentabilité annuelle moyenne de 7 % sur les cinq années 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 couplant les entreprises par le secteur industriel, par taille ou par le ratio valeur comptable / valeur de marché, Spiess et Affleck-Graves (1995) confirment les résultats trouvés par Loughran et Ritter (1995). L'étendue et la robustesse des résultats concernant la sous-performance à long terme des émetteurs d'actions ont conduit les auteurs à conclure que les dirigeants, disposant d'un avantage informationnel, décident d'émettre généralement en période de surévaluation des cours.

Les conclusions des études empiriques menées sur le marché américain sont dans l'ensemble confirmées au Japon (Kang et al., 1999 ; Cai et Loughran, 1998) et en Angleterre (Levis, 1995 ; Suzuki, 2000). Dans le contexte français, Jeanneret (2004) constate des performances anormales négatives et significatives seulement dans le cas des émissions avec DPS et n'observe aucune performance anormale pour les émissions directes sur la même période. Ces résultats sont conformes à ceux trouvés par Gajewski et Ginglinger (2002) sur le court terme.

Toutefois, les résultats de ces études ne sont pas en accord avec la théorie de l'efficacité des marchés qui suppose une intégration instantanée et complète de toute information dans les cours. Les chercheurs expriment cette anomalie par le terme « *the new issue puzzle* ».

La baisse constatée des performances boursières à long terme des firmes à la suite d'une augmentation de capital a conduit les chercheurs à s'intéresser à l'évolution des performances opérationnelles autour des émissions d'actions, pour voir dans quelle mesure les fortes variations du cours boursier antérieures et postérieures à l'augmentation de capital peuvent être liées aux résultats des entreprises. En effet, le bien fondé des anticipations boursières ne peut être évalué qu'à travers la comparaison de ces dernières avec les performances économiques effectivement enregistrées par les firmes qui ont augmenté leur capital.

Sur un large ensemble de mesures de performance, Loughran et Ritter (1997) mettent en évidence une dégradation significative des performances opérationnelles des firmes américaines émettrices d'actions sur les quatre années qui suivent l'opération.

La dégradation des performances opérationnelles des émetteurs d'actions n'est pas spécifique au marché américain. Abhyankar et Willis (1999) trouvent des résultats semblables sur le marché anglais. De même, l'étude de Cai et Loughran (1998), sur le marché japonais, confirme ces résultats.

Si la littérature traitant des performances à long terme des entreprises émettrices d'actions est particulièrement abondante, comme en témoignent les articles recensés dans Ginglinger (2002) et Ritter (2003), à notre connaissance, aucune étude spécifiquement consacrée aux performances opérationnelles des entreprises françaises émettrices d'actions ne semble avoir été réalisée. Dans cet article, nous abordons la thématique des performances opérationnelles à long terme des émetteurs d'actions. Le premier objectif de cette étude est de traiter cette thématique en utilisant des données peu explorées : les augmentations de capital en numéraire des entreprises françaises sur le Premier et le Second marché entre 1991 et 2000. Pour ce faire, nous avons mené une étude de nature longitudinale. Ainsi, l'examen des performances porte sur un horizon de sept années (trois années avant l'augmentation de capital, l'année de l'augmentation et trois années après). Afin de mieux apprécier l'évolution des performances à long terme autour des augmentations de capital, plusieurs mesures ainsi que plusieurs normes ont été utilisées. Les résultats obtenus sont conformes à ceux trouvés par Loughran et Ritter (1997) aux États Unis, par Cai et Loughran (1998) au Japon et par Abhyankar et Willis (1999) en Angleterre.

Dans la seconde partie de l'étude, nous nous sommes intéressés aux déterminants susceptibles d'affecter la performance des firmes émettrices d'actions. Les résultats suggèrent qu'il est possible d'expliquer la dégradation de la performance post-émission des entreprises françaises par l'hypothèse du *timing*. En revanche, les résultats obtenus ne permettent pas de valider l'hypothèse des *free cash flows*.

La première section sera consacrée au cadre théorique de la recherche. Dans la deuxième section, nous présenterons les caractéristiques de l'échantillon des entreprises émettrices d'actions. La troisième section abordera la méthode adoptée dans le cadre de cette étude. Les résultats empiriques seront présentés et analysés dans une quatrième section. Enfin, dans la cinquième section, nous étudierons les détermi-

nants de la performance à long terme des entreprises émettrices d'actions.

1. Cadre théorique

Nous exposons dans ce qui suit les différents modèles théoriques permettant d'expliquer la réduction de la performance des firmes émettrices d'actions. On peut distinguer les modèles fondés sur l'asymétrie d'information (Myers et Majluf, 1984 ; Miller et Rock, 1985), le modèle des coûts d'agence (Jensen, 1986) et le modèle du *timing* (Loughran et Ritter, 1995 ; Spiess et Affleck-Graves, 1995).

1.1. L'asymétrie d'information

La théorie financière suppose que tout projet, à valeur actuelle positive, entrepris par une firme s'inscrit dans un objectif de maximisation de la richesse de ses actionnaires. Myers et Majluf (1984) présentent un modèle dans lequel les investisseurs sont moins bien informés que les dirigeants sur la valeur réelle de ses actifs et de ses perspectives. Les deux auteurs montrent que, lorsque l'augmentation de capital est le mode de financement d'un projet d'investissement et que la sous-évaluation de l'entreprise par le marché est importante, les dirigeants peuvent être conduits à renoncer à ce projet pour ne pas léser les actionnaires en place. Dans ce cas, le projet est rejeté même s'il est rentable. Dans le cas contraire où le projet serait adopté, le choix d'une émission d'actions peut signaler la firme comme étant surévaluée. En effet, les dirigeants, mieux informés sur la valeur réelle de l'entreprise, préfèrent émettre des actions au moment où les cours sont surévalués, en anticipant, par exemple, une baisse des *cash flows* dans le futur. Par conséquent, les firmes émettrices d'actions vont connaître à la fois une chute des cours boursiers à l'annonce d'une augmentation de capital et un déclin des performances opérationnelles dans la période post-émission.

Miller et Rock (1985) présentent, par ailleurs, un modèle basé sur l'asymétrie d'information dans lequel les dirigeants détiennent l'information sur l'évolution des résultats courants par rapport aux résultats anticipés et les investisseurs en sont dépourvus. Et puisqu'il

existe une égalité entre les emplois et les ressources¹, les investisseurs peuvent anticiper la variation du résultat en observant les décisions de financement et de dividende de la firme. Le marché interprète un changement non anticipé de dividende net (dividende moins le financement) comme un signal équivalent à une modification durable du résultat. Donc, une hausse (chute) non anticipée des moyens de financement est accompagnée d'une chute (hausse) proportionnelle du cours boursier ; en particulier, une augmentation de capital peut signifier que les résultats effectifs réalisés par la firme émettrice sont moins importants que les résultats anticipés.

1.2. Les coûts d'agence

Jensen (1986) suppose qu'il y a une divergence d'intérêts entre les dirigeants et les actionnaires. Les dirigeants sont incités à poursuivre un objectif de croissance afin de mieux contrôler les ressources et d'étendre leur pouvoir. L'objectif de croissance pousse les dirigeants parfois à entreprendre des investissements à tout prix même s'ils ne sont pas rentables. Ce cas de figure est d'autant plus plausible que les firmes disposent d'un excédent de trésorerie et de faibles opportunités d'investissement à valeur actuelle nette positive. L'un des moyens qui permet de discipliner les dirigeants est la structure financière. En effet, le recours à la dette permet de limiter le comportement discrétionnaire des dirigeants puisqu'il réduit les flux de trésorerie à leur disposition, en raison du paiement des intérêts et du principal. Ainsi, la théorie des *free cash flows*² de Jensen (1986) prévoit un effet d'annonce négatif sur les cours boursiers des firmes émettrices d'actions, car l'augmentation de capital risque de rendre les dirigeants plus enclins à financer des projets peu rentables. La théorie prédit aussi une baisse des performances opérationnelles des émetteurs d'actions et, ce

$$^1 X_1 + B_1 = I_1 + D_1$$

où: X_1 : montant du bénéfice déclaré en t_1 qui est égal à la valeur de fin de période des fonds investis en t_0

B_1 : financements externes de l'entreprise en t_1

I_1 : fonds investis en t_1

D_1 : dividende de l'entreprise en t_1

² Le *free cash flow*, appelé aussi flux de trésorerie disponible, est parfois approximativement défini comme la différence entre l'excédent de trésorerie d'exploitation sur une période donnée et les dépenses d'investissement correspondantes. Pour Jensen, il s'agit de l'excédent de trésorerie relativement au montant des investissements à valeur actuelle nette positive.

d'autant plus que les opportunités d'investissement dans des projets à valeur actuelle nette positive sont limitées.

1.3. *Le timing*

Suite aux travaux de Loughran et Ritter (1995) et Spiess et Affleck-Graves (1995), l'hypothèse du *timing* a été proposée comme explication de la dégradation de la performance à long terme des émetteurs d'actions. Selon ces auteurs, les entreprises gèrent la date d'augmentation de capital (*timing*). Ils montrent notamment que les dirigeants des entreprises choisissent d'émettre des actions après une hausse des cours et que les investisseurs sont incapables d'apprécier correctement la valeur de l'entreprise lors de l'émission. Ceci confirme l'idée selon laquelle les dirigeants profitent d'une surévaluation de leur firme par le marché financier en émettant des actions. Les deux auteurs concluent que certaines firmes émettrices d'actions induisent intentionnellement et avec succès les investisseurs en erreur. En fait, ces derniers ont une mauvaise appréciation du *timing* de l'augmentation de capital : ils extrapolent les performances économiques passées pour prévoir celles du futur sans prendre en compte l'effet temporaire de la conjoncture ou d'événements momentanément favorables. Selon Loughran et Ritter (1997, p. 1848), l'hypothèse du *timing* permet d'expliquer la décision de lever des capitaux sans que l'entreprise en ait le besoin dans l'immédiat ; ce que la théorie statique du financement hiérarchique (*Pecking Order Theory*) de Myers (1984), pour laquelle le financement interne est systématiquement préféré au financement externe, ne permet pas d'expliquer. En fait, les firmes sont réticentes au financement par émission d'actions à cause du dilemme entre le renoncement à un projet à valeur actuelle nette positive et l'émission d'actions sous-évaluées. Autrement dit, contrairement à la vision statique de la théorie du financement hiérarchique où le classement – autofinancement, financement par endettement et financement par augmentation de capital – est toujours le même, il y a une vision dynamique du financement hiérarchique. Ainsi, le classement des choix de financement pourrait être : financement par augmentation de capital, financement par endettement et autofinancement ; quand c'est le cas, la firme opérerait pour le financement par émission d'actions (Loughran et Ritter, 1997, p. 1848).

2. Échantillon

À partir des rapports annuels « *Année Boursière* » publiés par *Euro-next Paris*, nous avons sélectionné l'ensemble des augmentations de capital réalisées sur le Premier et le Second marché entre 1991 et 2000. Pour construire notre échantillon, nous avons éliminé les opérations pour lesquelles des annonces simultanées (attribution d'actions gratuites, émission d'obligations convertibles, annonce de fusion) ont été réalisées. Les opérations destinées à apurer des pertes (« coups d'accordéon », c'est-à-dire une réduction de capital suivie d'une augmentation de capital) ont également été écartées, car le contenu informationnel de ces opérations est différent d'une opération d'augmentation de capital avec un objectif d'investissement. Nous avons, par ailleurs, retiré les opérations avec un objectif de restructuration. Afin d'éviter le chevauchement des données dans l'analyse, seule la première augmentation de capital est retenue pour les firmes ayant procédé à plusieurs émissions d'actions sur la période étudiée. 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 qui s'étale de -3 à +3 (l'année 0 étant celle de l'augmentation de capital). Ainsi, notre étude des performances opérationnelles à long terme des firmes émettrices d'actions a été effectuée sur un échantillon non « cylindré »³.

Du fait de leurs spécificités comptables, les entreprises financières ont été exclues de notre échantillon. En outre, les entreprises dont les données comptables et financières n'étaient pas disponibles dans la base de données *Worldscope* ont été écartées. Enfin, seulement les entreprises qui ont pu être correctement pairées⁴ constituent l'échantillon final. Ainsi, notre étude porte sur un échantillon composé de 108 firmes ayant émis des actions au cours de la période 1991-2000.

Le tableau 1 rapporte les caractéristiques des 108 firmes retenues pour l'étude. Quatre parmi les années de l'échantillon (1991, 1992, 1993 et 1994) sont particulièrement actives et contiennent plus de 60 % des augmentations de capital de l'échantillon.

³ Les données comptables ont été collectées à partir de la base de données *Worldscope* mise à jour fin 2002. De ce fait, nous disposons d'un historique de deux ans et d'un an après l'augmentation de capital respectivement pour les émissions de 1999 et 2000.

⁴ Nous abordons la procédure de sélection des firmes de l'échantillon de contrôle dans la section consacrée à la méthode.

Le panel B du tableau 1 présente les caractéristiques de taille de notre échantillon dans l'année fiscale qui précède l'augmentation de capital. La moyenne et la médiane de l'actif total sont respectivement de 2.108,9 et 222,4 millions d'euros. La capitalisation boursière en valeur moyenne et en valeur médiane est respectivement de 769,1 et 139,2 millions d'euros. L'écart-type de l'actif total illustre bien la disparité des entreprises retenues en termes de taille. Les firmes de notre échantillon connaissent une croissance moyenne (médiane) du chiffre d'affaires dans l'année fiscale qui précède l'augmentation de capital en numéraire de 19,38 % (10,34 %).

Tableau 1 – *Les caractéristiques de l'échantillon des firmes françaises émettrices d'actions sur la période 1991-2000*

| Panel A : Répartition annuelle des augmentations de capital | | | | | |
|---|-----------|-------------------|-------|--------------------|---------------|
| Année | Fréquence | Fréquence cumulée | % | Marché de cotation | |
| | | | | Premier marché | Second marché |
| 1991 | 17 | 17 | 15,74 | 10 | 7 |
| 1992 | 14 | 31 | 12,96 | 10 | 4 |
| 1993 | 13 | 44 | 12,04 | 12 | 1 |
| 1994 | 23 | 67 | 21,29 | 9 | 14 |
| 1995 | 5 | 72 | 04,63 | 3 | 2 |
| 1996 | 7 | 79 | 06,48 | 1 | 6 |
| 1997 | 6 | 85 | 05,56 | 5 | 1 |
| 1998 | 8 | 93 | 07,41 | 3 | 5 |
| 1999 | 6 | 99 | 05,56 | 3 | 3 |
| 2000 | 9 | 108 | 08,33 | 4 | 5 |

| Panel B : Les caractéristiques de taille de l'échantillon | | | |
|---|---------------------------------|--|---------------------------------------|
| | Actif total en millions d'euros | Capitalisation boursière en millions d'euros | Croissance du chiffre d'affaires en % |
| Moyenne | 2.108,9 | 769,1 | 19,38 |
| Médiane | 222,4 | 139,2 | 10,34 |
| Écart type | 5.229,8 | 1.783 | 42,48 |

Note : L'actif total et la capitalisation boursière sont mesurés à la fin de l'exercice fiscal qui précède l'augmentation de capital (l'année fiscale -1).

| Panel C : Le montant des capitaux levés selon le mode d'émission en milliers d'euros | | | | | | |
|--|-----------|----------------------------|-----------------|----------------------------|----------|----------------------------|
| Année | Fréquence | Montant des capitaux levés | Mode d'émission | | | |
| | | | DPS | Montant des capitaux levés | Sans DPS | Montant des capitaux levés |
| 1991 | 17 | 1 787 267 | 12 | 663 061 | 5 | 1 124 206 |
| 1992 | 14 | 1 916 513 | 9 | 1 320 578 | 5 | 595 935 |
| 1993 | 13 | 1 539 264 | 8 | 830 716 | 5 | 708 548 |
| 1994 | 23 | 2 745 361 | 16 | 2 061 735 | 7 | 683 626 |
| 1995 | 5 | 243 210 | 4 | 229 056 | 1 | 14154 |
| 1996 | 7 | 151 601 | 3 | 45 570 | 4 | 106 031 |
| 1997 | 6 | 1 180 948 | 4 | 100 157 | 2 | 1 080 791 |
| 1998 | 8 | 1 455 382 | 2 | 13 005 | 6 | 1 442 377 |
| 1999 | 6 | 421 406 | 4 | 296 434 | 2 | 124 972 |
| 2000 | 9 | 487 293 | 4 | 80 626 | 5 | 406 667 |
| Total | 108 | 11 928 245 | 66 | 5 640 938 | 42 | 6 287 307 |

Le panel C du tableau 1 montre la prépondérance des émissions d'actions avec droit préférentiel de souscription (ci-après DPS), avec 66 opérations réalisées sur la période 1991-2000 contre 42 émissions directes réalisées sur la même période. Nous tenons à signaler que les émissions directes sont, en moyenne, de taille plus importante que les émissions avec DPS, et sont le fait de plus grandes sociétés. Ce constat est illustré par l'importance des capitaux levés dans les émissions directes (6 287 millions d'euros contre 5 641 millions d'euros pour les émissions avec DPS), malgré une fréquence plus importante des émissions avec DPS.

3. Méthode utilisée

Pour étudier les performances opérationnelles des entreprises émettrices d'actions, nous avons eu recours à un échantillon de contrôle. Nous avons suivi la méthode recommandée par Barber et Lyon (1996) dans leur étude portant sur la détection des performances opérationnelles anormales des entreprises impliquées dans un événement particulier. Pour ce faire, nous avons apparié chacune des entreprises de notre échantillon avec une entreprise qui n'a pas émis d'actions sur la période étudiée, qui appartient au même secteur d'activité et qui a le même résultat opérationnel standardisé que l'entreprise de l'échantillon à l'année -1.

Le choix d'une firme de contrôle se fait parmi les entreprises appartenant au même secteur d'activité que celle de l'échantillon. La définition des secteurs d'activité correspond à ceux disponibles dans la base de données *Worldscope*. La firme sélectionnée doit présenter un résultat opérationnel standardisé dans un intervalle de 70 % à 130 % du résultat opérationnel standardisé de la firme de l'échantillon.

L'idée qui sous-tend le recours à un échantillon de contrôle est d'éliminer l'impact de trois effets sur les résultats que l'on obtient : l'effet sectoriel, l'effet temporel et l'effet de retour à la moyenne (*mean reversion*) des indicateurs de performance. Ainsi, on peut s'assurer que les résultats obtenus ne sont pas induits par des effets temporels, ne sont pas la conséquence des biais engendrés par les éventuelles variations inter-sectorielles de chaque indicateur de performance retenu pour l'étude, et il est possible de se prémunir contre le problème de l'effet de retour à la moyenne qui pourrait affecter nos résultats si, dans notre échantillon, il y a des firmes sur- ou sous-performantes avant l'opération d'augmentation de capital. En effet, il est bien établi dans la littérature que les mesures comptables de la performance connaissent un effet de retour à la moyenne (Brooks et Buckmaster, 1980 ; Freeman et al., 1982), et cet effet est d'autant plus facile à détecter que la performance de la firme s'écarte de sa moyenne.

L'intérêt du choix d'une norme qui contrôle l'effet de retour à la moyenne est qu'elle permet de voir dans quelle mesure la performance observée des firmes émettrices est différente de celle des firmes ayant la même performance dans l'année -1, appartenant au même secteur d'activité et qui ne sont pas impliquées dans l'événement. Cependant,

il faut signaler le fait qu'on n'a pas utilisé le critère de la taille dans le choix de nos firmes de contrôle. La construction d'un échantillon de contrôle est relativement délicate sur un marché de la dimension du marché français. En effet, il n'est pas évident de trouver des entreprises cotées qui satisfassent parfaitement les trois critères : le même secteur d'activité, la même performance dans l'année -1 , et la même taille. C'est la raison pour laquelle nous avons renoncé à l'un des critères, la taille en l'occurrence. Sur le plan méthodologique, ce choix ne devrait pas poser de problèmes au niveau de nos conclusions, puisque Barber et Lyon (1996, p. 385) montrent que le critère de la taille n'est pas critique dans les tests désignés à détecter les performances opérationnelles anormales, et que les modèles basés sur le contrôle de la performance sont meilleurs en termes de spécification et de puissance.

À l'instar de l'étude de Loughran et Ritter (1997), nous avons examiné les performances opérationnelles des entreprises françaises ayant émis des actions sur un large ensemble d'indicateurs de performance. Ces indicateurs sont classés selon leur relation avec la profitabilité des actifs en place ou avec la valeur actuelle estimée des opportunités de croissance future.

Tableau 2 – Les indicateurs et leurs mesures

| Indicateurs | Mesures | Les mesures en utilisant les items de <i>Worldscope</i> |
|-----------------------------------|--|---|
| Rentabilité économique | $\frac{\text{Résultat opérationnel}}{\text{actif total}}$ | $\frac{\text{Earnings Before Interest, Taxes and Depreciation}}{\text{Total Assets}}$ |
| Marge économique | $\frac{\text{Résultat opérationnel}}{\text{chiffre d'affaires}}$ | $\frac{\text{Earnings Before Interest, Taxes and Depreciation}}{\text{Sales}}$ |
| Marge bénéficiaire | $\frac{\text{Résultat net}}{\text{chiffre d'affaires}}$ | $\frac{\text{Net Income}}{\text{Sales}}$ |
| Politique d'investissement | $\frac{\text{Investissements}}{\text{actif total}}$ | $\frac{\text{Capital Expenditures}}{\text{Total Assets}}$ |
| Opportunités de croissance future | valeur de marché de l'entreprise valeur comptable de l'entreprise | Price/Book Ratio - Close |

Nous avons retenu comme indicateur de performance la rentabilité économique mesurée par le ratio résultat opérationnel sur actif total. Le résultat opérationnel (*Earnings Before Interest Tax Depreciation and Amortization*) est assez proche de la notion d'excédent brut

d'exploitation⁵ dans les pratiques françaises. Il est défini par la somme du chiffre d'affaires et de la production vendue moins l'ensemble des consommations intermédiaires, les charges de personnels et les autres charges. Il s'agit d'un résultat avant la prise en compte des impôts et taxes et des amortissements et provisions et peut être considéré comme un bon indicateur de la rentabilité économique (Sentis, 2001, p. 101).

Nous avons aussi retenu comme indicateurs de profitabilité, la marge économique mesurée par le ratio résultat opérationnel sur chiffre d'affaires et la marge bénéficiaire mesurée par le ratio résultat net sur chiffre d'affaires. Par ailleurs, pour mesurer les performances opérationnelles liées aux investissements, nous avons retenu (1) les dépenses d'investissement relativement à l'actif total et (2) la profitabilité des opportunités de croissance future en se basant sur le ratio valeur de marché / valeur comptable de la firme.

Nous avons évalué la performance opérationnelle de notre échantillon en utilisant trois normes. En premier lieu, nous avons examiné une mesure non ajustée, qui n'est autre que le niveau de performance des firmes émettrices d'actions. En deuxième lieu, nous avons retenu une mesure de performance ajustée pour l'effet de retour à la moyenne qui permet de contrôler l'effet temporel et l'effet sectoriel aussi bien que l'effet de retour à la moyenne des indicateurs comptables de performance. Enfin, nous avons considéré une mesure ajustée pour l'effet sectoriel : on soustrait de l'indicateur de performance de la firme de l'échantillon, pour une année calendaire donnée, la médiane observée sur le secteur qui lui est associée. Pour ce faire, nous avons retenu toutes les firmes appartenant aux différents secteurs pour lesquelles nous disposions des informations nécessaires dans la base de données *Worldscope*. Nous avons opté pour cette approche parce qu'elle est plus proche de l'exhaustivité et donc de la représentativité de nos références sectorielles (Desbrières et Schatt, 2002).

Le calcul des trois mesures de performance peut être résumé ainsi :

$$\frac{IP_{i,t}}{TA_{i,t-1}}$$

⁵ La participation des salariés et la charge d'intéressement relèvent de l'EBITDA américain puisqu'elles sont en réalité des frais de personnel mais sont comptabilisées après l'excédent brut d'exploitation en France. Il en est de même pour certaines charges de restructuration.

$$\frac{IP_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \text{médianes}_{(i)}\left(\frac{IP_{j,t}}{TA_{j,t-1}}\right)_{j \in S(i)}$$

$$\frac{IP_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \frac{IP_{c,t}}{TA_{c,t-1}}$$

où :

$IP_{i,t}$: l'indicateur de performance de l'entreprise émettrice i dans l'année t .

$TA_{i,t}$: l'actif total de l'entreprise i dans l'année t .

$IP_{c,t}$: l'indicateur de performance de l'entreprise de contrôle c dans l'année t .

$\text{médianes}_{(i)}\left(\frac{IP_{j,t}}{TA_{j,t-1}}\right)_{j \in S(i)}$: la médiane de l'indicateur de performance observée dans l'année t pour le secteur S auquel appartient l'entreprise émettrice i .

4. Analyse en séries chronologiques autour des augmentations de capital

Dans le cadre de cette étude, nous avons réalisé deux séries de tests. La première série, menée sur des données statiques, nous permet de mettre en évidence, pour chacune des années d'observation (sept années d'observation), les éventuelles différences entre les caractéristiques des firmes émettrices et celles des firmes de référence. En effet, une étude du niveau absolu des indicateurs dans le temps permet de juger de l'évolution.

La seconde série de tests, menée sur des données dynamiques (les variations des indicateurs), nous permet de mesurer l'évolution des performances opérationnelles des firmes émettrices d'actions par rapport aux firmes de référence.

4.1. L'analyse des mesures comptables de performance statiques

À l'image des travaux de Loughran et Ritter (1997), nous avons opté 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.

Le tableau 3 présente la médiane de la mesure de performance pour les trois années qui précèdent et qui suivent l'augmentation de capital, l'année 0 étant l'année fiscale de l'émission. On dispose ainsi de sept exercices pour observer le niveau de la mesure de performance étudiée.

Tableau 3 – Performances opérationnelles liées aux actifs en place des entreprises émettrices d'actions

| | Année -3 | Année -2 | Année -1 | Année 0 | Année 1 | Année 2 | Année 3 |
|--|-------------|-------------|-------------|------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Le niveau médian de la rentabilité économique en % | | | | | | | |
| Firme | 13,47 | 12,82 | 13,40 | 14,55 | 11,88 | 11,24 | 9,92 |
| Firme de contrôle | 13,76 | 14,05 | 13,60 | 14,09 | 13,23 | 13,14 | 13,16 |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | 0,126 | - 0,530 | - 0,015 | -0,344 | -1,91 ^a | -2,13 ^a | -2,32 ^b |
| Ajusté par la médiane sectorielle | -0,047 | - 0,053 | - 0,273 | 0,000 | -1,351 ^c | -1,662 ^b | -2,491 ^a |
| Le niveau médian de la marge économique en % | | | | | | | |
| Firme | 10,10 | 10,71 | 11,35 | 10,87 | 10,54 | 9,48 | 8,58 |
| Firme de contrôle | 11,38 | 11,68 | 11,92 | 12,30 | 11,81 | 12,58 | 10,35 |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | -0,488 | 1,200 | - 0,850 | -1,026 | -2,481 ^c | -2,245 ^c | -0,940 ^c |
| Ajusté par la médiane sectorielle | -0,311 | - 0,702 | - 0,203 | -0,370 | 0,000 | -1,079 ^c | -1,080 ^c |
| Le niveau médian de la marge bénéficiaire en % | | | | | | | |
| Firme | 2,39 | 2,96 | 2,58 | 2,23 | 2,45 | 1,33 | 1,62 |
| Firme de contrôle | 2,95 | 2,76 | 3,08 | 2,97 | 2,68 | 2,90 | 3,23 |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | -0,468 | - 0,165 | - 0,673 | -1,036 | -0,747 ^c | -1,799 ^a | -1,748 ^b |
| Ajusté par la médiane sectorielle | -0,134 | - 0,139 | - 0,293 | -0,172 | 0,000 | -0,610 ^b | -0,945 ^a |
| Nombre d'observations | 79 | 98 | 108 | 108 | 93 | 80 | 70 |

Note : Le tableau 3 présente, pour chaque mesure de performance opérationnelle liée aux actifs en place, la médiane de la variable examinée pour l'échantillon des entreprises émettrices et la médiane de la même variable pour l'échantillon de contrôle sur chacune des années comprenant et entourant l'année d'augmentation de capital (années -3, -2, -1, 0, 1, 2 et 3). Nous mentionnons également la médiane des variables examinées ajustées de l'effet de retour à la moyenne. Cette dernière est déterminée de la sorte : $IP_{e,t} - IP_{c,t}$ où IP désigne l'indicateur de performance étudié, e et c désignent respectivement la firme émettrice et la firme de contrôle. De même, nous présentons la médiane des variables examinées ajustées par la médiane sectorielle. Cette dernière est déterminée comme suit : $IP_{e,t} - \text{médiane}(IP_{s,t})$ où $\text{médiane}(IP_{s,t})$ désigne la médiane de l'indicateur de performance observé sur les entreprises du même secteur d'activité que la firme de l'échantillon en t .

Nous utilisons le test sur les rangs signés de Wilcoxon pour tester l'hypothèse selon laquelle les distributions des ratios pour les firmes émettrices et non-émettrices sont identiques. Ce test suppose l'indépendance des n paires d'observations issues des deux échantillons. Une différence positive (négative), en valeur médiane, indique

que les firmes émettrices surperforment (sous-performent) leurs consœurs.

Le tableau 3 montre que la différence, en valeur médiane, entre la rentabilité économique des entreprises émettrices et celle des entreprises de contrôle est négative et statistiquement significative sur les années postérieures à l'augmentation de capital. Elle est de -0,0191, -0,0213 et -0,0232 respectivement dans les années 1, 2 et 3 qui suivent l'opération. Ainsi, la rentabilité économique des firmes émettrices d'actions est moins élevée de 14 %, 16 % et 19 % par rapport à leurs consœurs respectivement sur les années 1, 2 et 3 qui suivent l'augmentation de capital.

L'un des inconvénients de cet indicateur de rentabilité est sa sensibilité aux variations dans le niveau des actifs en place. En effet, du fait des investissements réalisés, les actifs des firmes émettrices augmenteraient plus rapidement que la richesse créée par le cycle d'exploitation, entraînant ainsi une réduction mécanique à court et moyen terme des indicateurs de rentabilité économique (Desbrières et Schatt, 2002). Ceci ne semble pas être le cas pour notre échantillon.

Deux raisons au moins nous permettent d'expliquer cela : l'horizon de notre étude est suffisamment long, du fait que notre fenêtre d'observation s'étend à trois ans après la date d'événement. De plus, la baisse constatée de la rentabilité économique s'accompagne d'une baisse similaire de la marge économique, puisque la différence, en valeur médiane, du ratio Résultat opérationnel / Chiffre d'affaires entre entreprises émettrices et entreprises de contrôle est négative et significative sur les trois années qui suivent l'opération. Or, ce ratio ne peut être affecté par l'augmentation des actifs à la suite de l'émission d'actions. Par conséquent, la dégradation de la rentabilité économique n'est pas la manifestation d'une baisse temporaire due à l'augmentation des actifs des firmes émettrices.

Les résultats obtenus sur les mesures de performance ajustées de l'effet sectoriel vont dans le sens de ceux observés sur les autres mesures. On observe notamment, pour les firmes émettrices, une rentabilité économique moins importante que pour leurs consœurs du même secteur après l'opération. On ne relève aucune différence statistiquement significative entre les niveaux de rentabilité économique des entreprises émettrices et ceux du même secteur, avant l'augmentation de capital. Il en est de même pour la marge économique et la marge bénéficiaire bien que les différences pour la première année après l'augmentation de capital ne soient pas statistiquement significatives.

4.2. L'analyse des mesures comptables de performance dynamiques

Le tableau 4 apporte des éclaircissements supplémentaires quant à l'évolution relative des performances opérationnelles post-émission des firmes. Cette analyse est menée parce qu'il est possible que le niveau absolu de la performance des firmes émettrices soit significativement moins important que celui des firmes de référence sur les années +1, +2 et +3, tout en connaissant, en même temps, une variation significative (une baisse ou une hausse) relativement à son niveau de performance pré-émission ou relativement aux firmes de référence.

Nous avons utilisé, comme dans le tableau 3, le test sur les rangs de Wilcoxon pour tester l'hypothèse selon laquelle la médiane de la variation du niveau des ratios de performance opérationnelle, dans les périodes avant et après l'augmentation de capital, pour les émetteurs et les firmes de référence, est identique. Une différence positive (négative), en valeur médiane, indique que les firmes émettrices d'actions connaissent une évolution favorable (défavorable) du niveau des ratios de performances opérationnelles en comparaison avec leurs concurrents. Les niveaux de performance pendant l'année fiscale antérieure et ceux de l'année de l'émission sont utilisés comme référence. Ainsi, les variations autour de l'augmentation de capital ont été calculées sur les fenêtres suivantes : deux ans (fenêtre [-2, -1], [0, 1]), trois ans (fenêtres [-1, 1], [0, 2]), quatre ans (fenêtres [-1, 2], [0, 3]), et cinq ans (fenêtre [-1, 3]).

On observe, en premier lieu, que les entreprises françaises connaissent une amélioration significative de leur performance dans la période qui précède l'augmentation de capital (-2 à -1). La variation médiane est de 0,0257, ce qui représente une amélioration de 20 % du ratio résultat opérationnel sur l'actif total. Cependant, la comparaison du niveau de performance pré- et post-émission révèle une baisse significative de la rentabilité économique sur les trois années qui suivent l'augmentation de capital. La variation médiane du ratio résultat opérationnel sur actif total est de -0,0219, -0,0238 et -0,0283 entre l'année -1 et les années +1, +2 et +3, ce qui représente une baisse respectivement de 16,34 %, 17,6 % et 21,11 % de ce ratio sur les trois années qui suivent l'émission d'actions. Ces résultats demeurent identiques, lorsqu'on utilise la médiane ajustée pour l'effet de retour à la moyenne ou l'effet sectoriel. De même, on observe une évolution défavorable de la

marge économique et de la marge bénéficiaire non ajustées. En revanche, après ajustement, la baisse de ces ratios n'est significative que sur les fenêtres les plus larges. Cela peut traduire une diminution des marges des entreprises émettrices par rapport à leurs concurrentes sur un horizon de deux à trois ans après l'augmentation de capital.

Tableau 4 – Les variations des performances opérationnelles liées aux actifs en place des entreprises émettrices d'actions

| | -2 à -1 | -1 à 1 | -1 à 2 | -1 à 3 | 0 à 1 | 0 à 2 | 0 à 3 |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| La variation médiane de la rentabilité économique en % | | | | | | | |
| Firme | 2,57 ^a | -2,19 ^a | -2,38 ^a | -2,83 ^a | -1,82 ^a | -2,18 ^a | -2,31 ^a |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | 1,13 ^a | -1,54 ^a | -1,22 ^b | -1,15 ^c | -1,43 ^b | -0,29 ^c | -2,31 ^c |
| Ajusté par la médiane sectorielle | 2,90 ^a | -1,13 ^b | -0,38 ^c | -1,89 ^b | -1,40 ^a | -0,91 ^b | -1,86 ^a |
| La variation médiane de la marge économique en % | | | | | | | |
| Firme | 0,81 ^a | -0,93 ^b | -0,85 ^b | -1,62 ^a | -0,18 ^c | -0,61 ^c | -1,20 ^a |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | 0,54 ^b | 0,02 | -0,02 | -1,16 ^b | -0,29 ^c | 0,38 | -0,34 ^c |
| Ajusté par la médiane sectorielle | 0,85 ^b | -0,11 | -0,42 ^c | -1,14 ^b | 0,27 | -0,56 ^c | -0,91 ^b |
| La variation médiane de la marge bénéficiaire en % | | | | | | | |
| Firme | 0,33 ^c | -0,11 | -0,25 ^c | -0,39 ^b | 0,00 | -0,32 ^c | -0,46 ^b |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | 0,56 ^b | -0,86 ^b | -0,72 ^b | -0,98 ^c | 0,12 | 0,14 | -0,35 ^c |
| Ajusté par la médiane sectorielle | 0,84 ^a | 0,40 | 0,06 | -0,93 ^b | 0,02 | -0,32 ^c | -0,96 ^a |
| Nombre d'observations | 98 | 93 | 80 | 70 | 93 | 80 | 70 |

Note : Le tableau 4 rapporte la médiane de l'évolution de la variable ajustée par celle de l'échantillon de contrôle sur les fenêtres suivantes : (-2 à -1), (-1 à 1), (-1 à 2), (-1 à 3), (0 à 1), (0 à 2), et (0 à 3). L'évolution de la variable ajustée par celle de l'échantillon de contrôle sur la fenêtre (*i* à *j*) se calcule de la sorte : $(IP_{e,j} - IP_{e,i}) - (IP_{c,j} - IP_{c,i})$. De même on présente l'évolution de la variable ajustée par celle observée sur leurs concurrents du même secteur d'activité.

Nous avons utilisé le test sur les rangs de Wilcoxon pour apprécier la significativité statistique des résultats obtenus.

a, b, c, : tests respectivement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %

Au total, les résultats obtenus montrent que les différents indicateurs de rentabilité et de profitabilité s'améliorent avant l'augmentation de capital. Toutefois, cette tendance se renverse dans la période post-émission, où nous constatons une dégradation significative des performances opérationnelles. En outre, cette baisse n'est vraisemblablement pas liée à un effet mécanique imputable à un accroissement anormal du montant des actifs des firmes émettrices. Nos résultats sur le cas français vont dans le même sens que les travaux de Loughran et Ritter (1997), Abhyankar et Willis (1999) et Cai et Loughran (1998) concernant respectivement les marchés américain, anglais et japonais.

Une hypothèse alternative, qui expliquerait l'amélioration des résultats dans la période pré-émission et le déclin qui s'en suit, est la manipulation comptable ; les firmes s'appêtant à émettre des actions se livreraient à un habillage des comptes afin d'embellir les résultats publiés avant l'opération. Dans le contexte américain, Teoh et *al.* (1998) établissent que si les résultats des firmes émettrices connaissent une amélioration significative dans la période pré-émission, ce résultat est avant tout dû aux ajustements comptables (*accruals*). Ces auteurs montrent de plus que les firmes qui gèrent leur résultat de la manière la plus agressive sont également celles qui connaissent les performances les plus défavorables. Selon Loughran et Ritter (1997, p. 1847), il est probable que si certaines entreprises gèrent d'une manière intentionnelle les résultats afin d'induire en erreur les investisseurs, ceci n'est pas le cas pour certaines autres, qui profitent tout simplement d'une fenêtre d'opportunité sans aucune intention de manipulation comptable. Cette interprétation est confirmée par les résultats obtenus par Lee (1997) qui n'observe pas de ventes massives d'actions de la part des initiés des firmes émettrices.

4.3. *L'analyse des mesures statiques de performance liées aux investissements*

Après avoir étudié les performances comptables des firmes émettrices, nous nous sommes intéressés aux conséquences de l'augmentation de capital en numéraire sur la profitabilité des investissements réalisés et les opportunités d'investissement futures. En particulier, notre analyse s'attache à déterminer si les dépenses d'investissement des firmes émettrices d'actions sont significativement différentes de celles des firmes de référence et si elles évoluent dans le temps.

En comparaison avec les firmes de contrôle, le tableau 5 montre que les entreprises émettrices mènent une politique d'investissement plus volontariste durant l'année de l'opération et la suivante. Ce résultat est attendu, compte tenu des investissements réalisés par les firmes à la suite de l'augmentation de capital. L'examen du taux d'investissement par rapport à la médiane sectorielle indique que les firmes émettrices investissent plus que leurs consœurs avant l'opération, pour se situer au niveau des normes sectorielles dans les périodes postérieures.

Le deuxième ratio étudié dans le tableau 5 traduit l'espérance des investisseurs vis-à-vis des opportunités de croissance et de la rentabili-

té des entreprises. Ces espérances sont significativement plus fortes pour les firmes émettrices que pour celles du même secteur sur les années qui précèdent et l'année d'augmentation de capital. Aucune différence significative n'est à noter sur la période postérieure à l'opération. Toutefois, pour le ratio valeur de marché sur valeur comptable, et sur un horizon de 2 à 3 ans après l'augmentation de capital, une différence négative et significative est constatée entre les entreprises émettrices et les entreprises de contrôle. Il faut, cependant, noter que le ratio valeur de marché sur valeur comptable des entreprises émettrices, en valeur médiane, demeure supérieur à 1, ce qui témoigne de bonnes possibilités de croissance pour ces entreprises.

Tableau 5 – Performances opérationnelles liées aux investissements des entreprises émettrices d'actions

| | Année - 3 | Année - 2 | Année - 1 | Année 0 | Année 1 | Année 2 | Année 3 |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Le niveau médian des dépenses d'investissements en % | | | | | | | |
| Firme | 5,44 | 5,65 | 5,41 | 5,37 | 4,90 | 4,26 | 4,92 |
| Firme de contrôle | 5,74 | 5,29 | 5,38 | 5,07 | 3,98 | 4,83 | 4,59 |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | -0,369 | 0,609 | 0,487 | 0,905 ^c | 1,067 ^c | -0,147 | 0,063 |
| Ajusté par la médiane sectorielle | 0,588 ^b | 0,452 ^b | 0,275 ^a | 0,625 ^a | 0,000 | -0,245 | -0,115 |
| Le niveau médian du ratio VM / VC de l'entreprise | | | | | | | |
| Firme | 1,46 | 1,47 | 1,64 | 1,64 | 1,47 | 1,32 | 1,37 |
| Firme de contrôle | 1,39 | 1,45 | 1,56 | 1,50 | 1,46 | 1,50 | 1,56 |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | -0,109 | 0,121 | 0,067 | -0,003 | -0,052 | -0,101 ^c | -0,151 ^c |
| Ajusté par la médiane sectorielle | 0,042 ^b | 0,097 ^a | 0,156 ^a | 0,082 ^c | 0,026 | 0,000 | 0,009 |
| Nombre d'observations | 79 | 98 | 108 | 108 | 93 | 80 | 70 |

Note : Le tableau 5 présente, pour chaque mesure de performance liée aux investissements, la médiane de la variable examinée pour l'échantillon des entreprises émettrices et la médiane de la même variable pour l'échantillon de contrôle sur chacune des années comprenant et entourant l'année d'augmentation de capital (années -3, -2, -1, 0, 1, 2 et 3). Nous rapportons également la médiane des variables examinées ajustées pour l'effet de retour à la moyenne. Cette dernière est déterminée de la sorte : $IP_{e,t} - IP_{c,t}$ où IP désigne l'indicateur de performance étudié, e et c désignent respectivement la firme émettrice et la firme de contrôle. De même, nous présentons la médiane des variables examinées ajustées par la médiane sectorielle. Cette dernière est déterminée comme suit : $IP_{e,t} - \text{médiane}(IP_{s,t})$ où $\text{médiane}(IP_{s,t})$ désigne la médiane de l'indicateur de performance observée sur les entreprises du même secteur d'activité que la firme de l'échantillon en t .

4.4. L'analyse des mesures dynamiques de performance liées aux investissements

Le tableau 6 fournit une analyse portant sur les variations des indicateurs de performance liées aux investissements.

Les tests réalisés sur les variations des dépenses d'investissement permettent d'analyser la politique d'investissement des firmes émettrices. Les résultats obtenus sur la mesure non ajustée de ce ratio mettent en évidence une réduction significative des investissements des firmes émettrices, sur toutes les fenêtres d'observation. Les variations des dépenses d'investissements ajustées par celles observées sur les firmes de contrôle connaissent une baisse significative sur les fenêtres suivantes : [-1, 2], [-1, 3], [0, 2] et [0, 3]. En revanche, aucune variation significative de ce ratio n'est à noter sur les périodes : [-2, -1], [-1, 1] et [0, 1]. Les variations du niveau des investissements dans les années 0 et 1 sont attendues compte tenu des liquidités injectées dans les entreprises à la suite de l'augmentation de capital.

Tableau 6 – Les variations des performances opérationnelles liées aux investissements des entreprises émettrices

| | -2 à -1 | -1 à 1 | -1 à 2 | -1 à 3 | 0 à 1 | 0 à 2 | 0 à 3 |
|--|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| La variation médiane des dépenses d'investissements en % | | | | | | | |
| Firme | -0,03 | -0,49 ^c | -0,57 ^b | -0,94 ^b | -0,45 ^b | -0,72 ^b | -0,46 ^b |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | 0,51 | 0,70 | -0,74 ^c | -0,83 ^c | -0,37 | -0,86 ^b | -1,04 ^b |
| Ajusté par la médiane sectorielle | 0,06 | -0,49 | -0,37 ^b | -0,23 ^c | -0,34 | -0,89 ^a | -0,32 ^a |
| La variation médiane du ratio VM / VC de l'entreprise en % | | | | | | | |
| Firme | 7,02 ^b | -14,17 ^a | -12,19 ^c | -5,1 | -9,5 ^c | -6,0 | -0,74 |
| Ajusté de l'effet de retour à la moyenne | 7,53 ^a | -3,3 | -5,5 | 4,52 | 6,39 | 2,63 | -1,1 |
| Ajusté par la médiane sectorielle | 17,05 ^a | -12,89 ^a | -26,75 ^a | -14,85 ^a | -3,2 | -9,0 ^c | -7,1 ^c |
| Nombre d'observations | 98 | 93 | 80 | 70 | 93 | 80 | 70 |

Note : Le tableau 6 rapporte la médiane de l'évolution de la variable ajustée par la variable de l'échantillon de contrôle sur les fenêtres suivantes : (-2 à -1), (-1 à 1), (-1 à 2), (-1 à 3), (0 à 1), (0 à 2), et (0 à 3). L'évolution de la variable ajustée par celle de l'échantillon de contrôle sur la fenêtre (*i* à *j*) se calcule de la sorte : $(IP_{e,j} - IP_{e,i}) - (IP_{c,j} - IP_{c,i})$. De même, on présente l'évolution de la variable ajustée par celle observée sur leurs consœurs du même secteur d'activité.

Nous avons utilisé le test sur les rangs de Wilcoxon pour apprécier la significativité statistique des résultats obtenus.

a, b, c, : tests respectivement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %

Par ailleurs, l'examen de la variation du ratio valeur de marché sur valeur comptable des entreprises émettrices montre une amélioration significative des opportunités de croissance future dans la période qui précède l'émission d'actions [-2, -1]. La variation médiane est de 0,0702 ce qui représente une amélioration de 4,77 % du ratio valeur de marché sur valeur comptable des entreprises émettrices. Le marché s'attend alors à ce que l'amélioration récente des performances soit permanente. Cependant, la comparaison du niveau de ce ratio pré- et

post-émission révèle une baisse significative des espérances des investisseurs vis-à-vis des opportunités de croissance et de la rentabilité des entreprises émettrices sur les fenêtres suivantes : [-1, 1], [-1, 2] et [0, 1]. Lorsqu'on utilise des variations ajustées de l'effet sectoriel, les résultats montrent une baisse sur toutes les fenêtres analysées sauf pour la période de 0 à 1. En revanche, aucune variation significative n'est constatée sur les variations ajustées pour l'effet de retour à la moyenne.

5. Les déterminants de la performance opérationnelle à long terme des entreprises françaises émettrices

Dans cette section, nous examinons plusieurs facteurs susceptibles d'affecter la performance post-émission des firmes. Pour ce faire, nous avons réalisé des analyses multivariées à l'aide de régressions. Notre objectif est de mettre en évidence le poids relatif de chacune des variables explicatives de la réduction anormale de la performance des sociétés françaises émettrices d'actions. Nous avons retenu comme variable dépendante la variation du résultat opérationnel standardisé ajustée par celle observée sur l'échantillon de contrôle entre l'année -1 et respectivement les années +1, +2 et +3. Les variables indépendantes retenues sont les suivantes :

- (1) Le pourcentage des titres émis : les titres émis génèrent pour l'émetteur des liquidités pour financer de nouveaux projets. Si ces derniers s'avèrent moins rentables que prévu, la performance de la firme émettrice en est affectée. On peut donc s'attendre à un coefficient *négatif* de cette variable.
- (2) Le niveau des *free cash flows*⁶ ajustés par ceux de l'échantillon de contrôle : cette variable nous permet de saisir les coûts d'agence des firmes émettrices. La théorie de l'agence prédit une relation *négative* entre le niveau des *free cash flows* et la variation de la performance postérieure à l'émission.
- (3) La croissance des immobilisations corporelles entre l'année -1 et 1 : cette variable permet de saisir les investissements réalisés par les

⁶ Nous avons calculé la variable *free cash flows* comme suit : flux de trésorerie liés à l'activité moins dividendes payés moins les investissements corporels. Les *free cash flows* sont calculés en utilisant les items de *Worldscope*, ainsi : $free\ cash\ flows = Net\ Cash\ Flow\ Operating\ Activities - Cash\ Dividends\ Paid\ Total - Capital\ Expenditures$.

entreprises dans des immobilisations corporelles à la suite de l'augmentation de capital. On s'attend à une relation positive entre cette variable et la variation de la performance.

(4) Logarithme de l'actif total : cet indicateur permet de contrôler l'effet taille. 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.

(5) La variation de la performance ajustée entre l'année -2 et -1 : cette variable permet de contrôler la hausse de la performance dans la période pré-émission.

(6) Mode d'émission : c'est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 s'il s'agit d'une émission avec droit préférentiel de souscription et 0 sinon. Les études menées par Jeanneret (2004) et Gajewski et Ginglinger (2002) sur les entreprises françaises émettrices d'actions constatent des performances anormales négatives et significatives seulement dans le cas des émissions avec DPS. Pour les émissions directes, les résultats ne sont pas significatifs. C'est la raison pour laquelle nous avons tenu compte du mode d'émission dans notre analyse.

(7) L'utilisation des fonds levés : les fonds levés peuvent être utilisés pour financer des projets d'investissement interne ou externe (par exemple : la construction d'une nouvelle unité de production ou l'acquisition d'une autre entreprise). D'un autre côté, une firme peut être amenée à augmenter son capital dans le seul but d'atteindre un ratio d'endettement cible. Dans ce cas, les fonds levés peuvent être destinés à réduire l'endettement de l'entreprise, pour remplacer les actifs existants (des investissements de renouvellement pour accroître encore la productivité), ou pour accroître les disponibilités de l'entreprise. Jeanneret (2004) observe des rentabilités anormales négatives et significatives à long terme pour les firmes ayant levé des fonds dans le but de financer un projet d'investissement spécifique (projet d'investissement interne ou externe). Selon Jeanneret ce résultat s'explique par le fait que les investisseurs surestiment la rentabilité des projets entrepris et que cet optimisme persiste dans le temps. Par contre, l'auteur n'observe pas de performances anormales à long terme pour les émissions dont l'objet est le renforcement de la structure du capital. À l'instar de Gajewski et Ginglinger (2002), nous utilisons une variable dichotomique traduisant le but de l'émission : valant 1 quant il s'agit d'une émission dont l'objet est le financement d'un projet

d'investissement interne ou l'acquisition d'une autre entreprise et 0 sinon.

Tableau 7 – Les déterminants de la variation de la performance des firmes émettrices d'actions

| Variables indépendantes | Variable dépendante | | | | | | | | |
|---|--|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| | Variation de la performance opérationnelle ajustée sur la période (i, j) | | | | | | | | |
| | -1 à 1 | | | -1 à 2 | | | -1 à 3 | | |
| | Spécif. 1 | Spécif. 2 | Spécif. 3 | Spécif. 1 | Spécif. 2 | Spécif. 3 | Spécif. 1 | Spécif. 2 | Spécif. 3 |
| Constante | -0,12 (-1,50) | -0,14 ^b (-2,20) | -0,15 ^b (-2,20) | 0,05 (0,65) | 0,01 (0,73) | 0,01 (0,73) | -0,24 (-1,52) | -0,007 (-0,32) | -0,03 ^c (-1,74) |
| Le pourcentage des titres émis | -0,03 (-0,56) | | | -0,15 ^a (-2,74) | -0,15 ^a (-3,24) | -0,15 ^a (-3,24) | 0,08 (0,91) | | |
| Le niveau des <i>free cash flows</i> ajustés en -1 | 0,11 (1,18) | | | -0,04 (-0,56) | | | -0,01 (-0,11) | | |
| La croissance du niveau des immobilisations corporelles entre l'année -1 et 1 | 0,03 (0,63) | | | 0,07 (1,11) | | | 0,07 (0,67) | | |
| La variation de la performance ajustée entre l'année -2 et -1 | -1,00 ^a (-9,72) | -0,99 ^a (-4,75) | -0,99 ^a (-4,75) | -0,97 ^a (-5,03) | -0,96 ^a (-4,65) | -0,96 ^a (-4,65) | -1,01 ^a (-2,86) | -1,06 ^a (-2,72) | -1,05 ^a (-2,64) |
| Logarithme de l'actif total | 0,008 (1,51) | 0,009 ^c (1,78) | 0,009 ^c (1,79) | -0,002 (-0,49) | | | 0,01 (1,37) | | |
| Mode d'émission (DPS=1, sinon 0) | 0,001 (0,08) | | | -0,02 (-1,10) | | | 0,02 (0,55) | | |
| L'utilisation des fonds levés (=1 si les fonds levés sont destinés à financer un projet d'investissement interne ou l'acquisition d'une autre entreprise, et 0 sinon) | -0,01 (-0,56) | | | -0,01 (-0,74) | | | -0,05 (-1,28) | -0,05 (-1,54) | |
| F-Statistic | 4,78 | 11,51 | 11,51 | 5,07 | 17,13 | 17,13 | 1,88 | 4,78 | 6,99 |
| P-Value | 0,00 ^a | 0,00 ^a | 0,00 ^a | 0,00 ^a | 0,00 ^a | 0,00 ^a | 0,09 ^c | 0,01 ^a | 0,01 ^a |
| R ² | 0,37 | 0,33 | 0,33 | 0,40 | 0,37 | 0,37 | 0,23 | 0,16 | 0,12 |
| R ² ajusté | 0,27 | 0,30 | 0,30 | 0,32 | 0,34 | 0,34 | 0,11 | 0,13 | 0,10 |
| Nombre d'observations | 73 | 73 | 73 | 62 | 62 | 62 | 52 | 52 | 52 |

Note : Ce tableau présente les résultats de la régression en coupe instantanée de la variation de la performance opérationnelle des firmes émettrices ajustée par celle des firmes de contrôle sur les caractéristiques de la firme et de l'offre d'émission. La variable dépendante est la variation du résultat opérationnel standardisé ajustée de celle observée sur l'échantillon de contrôle entre l'année -1 et respectivement les années +1, +2 et +3. Les variables indépendantes sont : le pourcentage des titres émis, le niveau des *free cash flows* ajustés en -1, la croissance du niveau des immobilisations corporelles entre l'année -1 et 1, la variation de la performance ajustée entre l'année -2 et -1, le logarithme de l'actif total, une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si le mode d'émission est avec droit préférentiel de souscription et 0 sinon, et une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si l'objet de l'émission est le financement d'un projet d'investissement interne ou l'acquisition d'une autre entreprise et 0 sinon.

Spécif. 1 : régression linéaire ; spécif. 2 : régression pas-à-pas ascendante ; spécif. 3 : régression pas-à-pas descendante.

« ^a » (et, respectivement, « ^b », « ^c ») désigne un coefficient significativement différent de 0 au seuil de 1 % (et, respectivement, 5 %, 10 %) en utilisant le *t* de student modifié de White.

À coté des régressions linéaires effectuées sur l'ensemble des variables indépendantes, nous utilisons des régressions linéaires pas-à-pas, dans lesquelles seules les variables indépendantes dont la significativité des coefficients est la plus importante sont prises en compte. Deux types de régression pas-à-pas sont effectués : premièrement, des régres-

sions pas-à-pas « ascendantes », dans lesquelles les variables dont l'apport marginal est significatif sont ajoutées une à une aux régressions. Deuxièmement, nous procédons à des régressions pas-à-pas « descendantes » : on part cette fois du modèle complet et on élimine à chaque étape la variable ayant le plus petit t de Student, en valeur absolue, à condition qu'il soit non significatif.

Les résultats obtenus en utilisant ces trois spécifications sont présentés dans le tableau 7. La variable dépendante de ces régressions est la variation du résultat opérationnel standardisé ajustée pour celle observée sur l'échantillon de contrôle entre l'année -1 et, respectivement, les années +1, +2 et +3.

Nous observons en premier lieu que la variation de performance ajustée entre l'année -2 et -1 a un impact négatif et significatif sur la performance comptable des entreprises émettrices sur toutes les périodes considérées et pour toutes les spécifications. Le déclin de la performance post-émission semble être expliqué essentiellement par la croissance anormale de la performance pré-émission. En d'autres termes, plus les firmes émettrices connaissent une hausse importante de leur performance dans la période pré-émission, plus la sous-performance à long terme sera prononcée. Du point de vue des émetteurs, ce résultat semble confirmer l'idée selon laquelle les dirigeants gèrent d'une manière optimale la date des émissions d'actions. Ainsi, la dégradation des performances s'expliquerait par la capacité des dirigeants à lancer l'opération d'augmentation de capital à un moment particulièrement favorable profitant d'une fenêtre d'opportunité. Ce résultat semble corroborer l'hypothèse du *timing*.

Les résultats ne permettent pas de valider l'hypothèse des coûts d'agence. En effet, le niveau des *free cash flows* ajustés pour l'année -1 n'est absolument pas relié aux performances opérationnelles futures de l'entreprise. Ce résultat va à l'encontre de celui trouvé par McLaughlin et al. (1996) dans le contexte américain, qui mettent en évidence une relation négative et significative entre le niveau des *free cash flows* et la dégradation de la performance post-émission des entreprises américaines. En revanche, nos résultats vont dans le sens de ceux obtenus par Cai et Loughran (1998) sur le marché japonais.

Certaines variables affichent des coefficients significatifs aux seuils conventionnels pour certains horizons. C'est le cas de la variable pourcentage de titres émis. Sur un horizon de deux ans, le déclin de la performance semble être expliqué partiellement par le pourcentage de ti-

tres émis. En effet, le coefficient de cette variable est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1 % pour les trois spécifications. Ceci suggère que plus le montant du capital levé est important, plus la dégradation de la performance des entreprises est prononcée.

Il convient de noter que le coefficient associé à la variable dichotomique mode d'émission (avec versus sans DPS) n'est pas significatif aux seuils conventionnels, et ce quels que soient la spécification et l'horizon considérés. Ce résultat suggère que le mode d'émission n'influence pas l'évolution des performances opérationnelles à long terme des entreprises françaises ; ce qui contredit les conclusions de Jeanneret (2004), qui met en évidence des performances boursières anormales négatives à long terme pour le cas des émissions d'actions avec DPS et n'observe aucune performance anormale à long terme pour le cas des émissions directes. En revanche, nos résultats rejoignent ceux qui ont été constatés au Japon. En effet, les travaux menés par Cai et Loughran (1998) pour le cas des émissions directes et par Cai (1998) pour le cas des émissions avec DPS s'accordent sur l'existence d'une baisse significative des performances opérationnelles à long terme des entreprises japonaises émettrices d'actions.

Nous constatons également que le fait d'investir dans des immobilisations corporelles n'influence pas de manière significative la rentabilité économique, tout au moins sur les horizons retenus. Il est possible que ce résultat soit associé à l'important effort d'investissement. Ainsi, ce résultat ne serait que provisoire – l'horizon considéré n'est que de trois ans après l'augmentation de capital – et trouverait son origine dans le délai de réponse de l'investissement⁷.

Les résultats concernant l'utilisation des fonds levés mettent en évidence une corrélation négative mais non significative entre les performances économiques et les émissions dans le but de financer un investissement spécifique. Ces résultats doivent toutefois être considérés avec prudence ; les buts affichés par les dirigeants dans les notes d'information ne permettent pas toujours de préciser l'objectif réel de l'opération. Cette imprécision quant au but d'émission s'explique tout d'abord par l'unicité de trésorerie des entreprises ; ainsi les fonds levés ne sont pas forcément affectés à un projet bien déterminé. De plus, les dirigeants, profitant d'une fenêtre d'opportunité, peuvent être amenés à lever des capitaux sans que l'entreprise en ait le besoin dans l'immédiat : il s'agit alors de conforter la structure financière pour

⁷ Nous devons cette remarque à l'un des rapporteurs de l'article que nous remercions.

permettre des investissements futurs. Enfin, le souci des dirigeants de ne pas révéler à la concurrence les investissements stratégiques de l'entreprise peut expliquer cette imprécision du but affiché de l'opération (Ginglinger, 1991, p. 180).

Enfin, les régressions pas-à-pas font apparaître ponctuellement certains résultats : à l'horizon d'un an, le coefficient associé à la taille est positif et significatif au seuil de 10 %. Ceci suggère que la dégradation de la rentabilité économique est moins prononcée pour les firmes de grande taille.

En somme, les résultats obtenus ne corroborent pas l'hypothèse des *free cash flows*. Par contre, la dégradation de la performance à long terme des émetteurs français serait due à l'accroissement anormal de leur performance dans la période pré-émission. En ce sens nos résultats tendent à conforter l'hypothèse du *timing*.

Conclusion

Cette étude analyse les performances opérationnelles à long terme des sociétés émettrices d'actions en France entre 1991 et 2000. Dans un premier temps, elle confirme les résultats d'études antérieures portant sur les marchés américain, anglais et japonais. En effet, les performances opérationnelles des entreprises françaises connaissent une hausse avant l'émission d'actions, suivie d'une baisse significative dans les trois années qui suivent l'opération. Ainsi, ces entreprises semblent sous-performer si l'on compare leurs performances à celles de leurs secteurs d'activité. Aussi, les résultats demeurent-ils les mêmes si l'on utilise une méthode fondée sur la comparaison des performances avec les firmes de l'échantillon de contrôle. Ces dernières étant sélectionnées sur la base de deux critères : le même secteur d'activité et le même niveau de performance dans l'année -1 que les firmes de l'échantillon. L'évolution des indicateurs de performance montre qu'on ne peut expliquer la réduction anormale de la rentabilité économique des firmes émettrices d'actions ni par un effet mécanique imputable à un accroissement du montant de leurs actifs à la suite de l'augmentation de capital, ni par un effet de retour à la moyenne des indicateurs comptables de performance. De plus, les mesures de performance liées aux investissements se dégradent après l'émission d'actions. Cet effet est dû à des facteurs spécifiques aux firmes émet-

trices, du moment où cette tendance n'est pas observée sur les firmes de contrôle.

Dans un deuxième temps, nous avons étudié les déterminants de la performance à long terme des entreprises émettrices d'actions. Les résultats obtenus ne corroborent pas ceux trouvés par McLaughlin et al. (1996), qui expliquent la sous-performance post-émission des entreprises américaines par l'hypothèse des *free cash flows*. En revanche, la dégradation de la performance à long terme des entreprises françaises émettrices d'actions semble être expliquée par l'hypothèse du *timing*. Ces résultats vont dans le sens de ceux trouvés par Cai et Loughran (1998), sur le marché japonais. Une hypothèse moins anodine, qui expliquerait l'amélioration des résultats dans la période pré-émission et le déclin qui s'en suit, est la manipulation comptable. L'idée qui sous-tend cette hypothèse est que les dirigeants gonflent artificiellement les résultats avant l'émission d'actions, en empruntant des résultats futurs, dans le but de placer les actions nouvelles dans les meilleures conditions ; ce faisant, les dirigeants provoqueraient une fenêtre d'opportunité. L'une des voies de recherche futures serait de tester l'hypothèse de la gestion des résultats autour des augmentations de capital en France.

Bibliographie

- Abhyankar A. et Willis J. (1999), « Are Pre-emption Rights Worth Having ? Evidence from UK Right Issues », *Working paper*, Warwick Business School, The University of Warwick.
- 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, 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, p. 437-454.
- Cai J. (1998), « The Long-run Performance Following Japanese Rights Issues », *Applied Financial Economics*, vol. 8, p. 419-434.
- Cai J. et Loughran T. (1998), « The Performance of Japanese Seasoned Equity Offerings (1971-1992) », *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 6, p. 395-425.

- Desbrières P. et Schatt A. (2002), « The Impacts of LBOs on Performance of Acquired Firms : The French Case », *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 29, p. 695-729.
- 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, 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, p. 291-319.
- Ginglinger É. (1991), *Le financement des entreprises par les marchés de capitaux*, Presses Universitaires de France.
- Ginglinger É. (2000), « Les émissions d'actions : une revue de la littérature », *Gestion*, vol. 25, n° 3.
- Jeanneret P. (2004), « Use of the Proceeds and Long-run Performance of French Seasoned Equity Offerings Firms », *European Financial Management*, à paraître.
- Jensen M.C. (1986), « Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers », *American Economic Review*, p. 654-665.
- 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, p. 159-185.
- Kang J., Kim Y. et Stulz R. (1999), « The Underreaction Hypothesis and the New Issue Puzzle : Evidence from Japan », *Review of Financial Studies*, vol. 12, p. 519-534.
- Lee I. (1997), « Do Managers Knowingly Sell Overvalued Equity », *Journal of Finance*, vol. 52, p. 1439-1466.
- 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.
- 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.

- Miller M.H. et Rock K. (1985), « Dividend Policy under Asymmetric Information », *Journal of Finance*, vol. 40, n° 4, p. 1031-1051.
- Myers S. (1984), « The Capital Structure Puzzle », *Journal of Finance*, vol. 39, p. 575-592.
- 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, p. 187-221.
- Ritter J. (2003), « Investment Banking and Securities Issuance », in *Handbook of the Economics of Finance*, Chap. 9, North-Holland.
- Sentis P. (2001), « Performances opérationnelles et boursières des introductions en bourse : le cas français 1991-1995 », *Finance*, vol. 22, p. 87-118.
- Spiess D.K. et Affleck-Graves (1995), « Underperformance in Long-Run Stock Returns Following Seasoned Equity Offerings », *Journal of Financial Economics*, vol. 38, p. 243-267.
- Suzuki K. (2000), « Seasoned Equity Offerings in the UK, Usage of Funds, Method of Issue and Share Price Reaction of Issuers », *Working Paper*, London Business School.
- 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.