

La performance opérationnelle à long terme des entreprises françaises émettrices d'obligations convertibles

Khalid ELBADRAOUI*
IGR-IAE de Rennes et CREM-CNRS
Jean Jacques LILTI
IGR-IAE de Rennes et CREM-CNRS
Bouchra M'ZALI
Université du Québec à Montréal

Classification JEL : G14, G32, L25 – *Réception* : octobre 2007; *Acceptation* : juin 2008

Correspondance : Khalid Elbadraoui, IGR-IAE de Rennes, 11 rue Jean Macé, CS 70803, 35708 Rennes cedex, khalid.elbadraoui@univ-rennes1.fr

Résumé : Dans le présent article nous analysons la performance opérationnelle à long terme des émetteurs d'obligations convertibles (OC) en France. Nos résultats mettent en évidence une sous-performance opérationnelle significative à long terme après l'émission et ce, indépendamment des étalons, indicateurs de mesure de performance ou modèles que nous avons utilisés. Cette conclusion, concordante avec les résultats obtenus sur le marché américain, est une des explications potentielles de la sous-performance boursière récemment mise en relief chez les émetteurs d'OC français. Par ailleurs, l'analyse en coupe transversale de nos résultats montre que cette sous-performance doit être relativisée par certaines caractéristiques propres à l'émetteur et à l'émission.

Mots clés : émission d'obligations convertibles – performance opérationnelle – sous-performance – sur-performance.

Abstract : The purpose of this paper is to analyze the long-run operating performance of French convertible bond (CB) issuers. Our results reveal that firms issuing convertible bonds under-perform substantially non-issuing firms after the issue. Our findings are robust with respect to the various benchmarks and operating performance measures used. This post-offering downturn in earnings confirms findings of previous studies undertaken in the US market and is consistent with the poor long-term post-issue stock price performance recently reported on the French CB market. However, a cross sectional analysis of our results suggests that this under-performance is tempered by specific issuer and issue features.

Key words : convertible bond offering – operating performance – under-performance – over-performance.

* Les auteurs tiennent à remercier deux arbitres anonymes et les membres de l'axe finance du Centre de Recherche en Économie et Management (CREM, UMR CNRS n° 6211) pour leurs précieux commentaires et suggestions.

Depuis le milieu des années 1990, les émissions d'obligations convertibles (ci-après OC) ont connu en France un essor considérable lié notamment aux changements aussi bien structurels que conjoncturels qui ne cessent de marquer le marché boursier. Les théories de l'agence et du signal nous enseignent que, dans un marché imparfait, le financement par OC n'est pas sans incidence sur la valeur de la firme. Ce constat théorique est corroboré par des études empiriques réalisées sur différentes périodes et dans plusieurs pays.¹ La principale conclusion qui se dégage de ces études, dites « études événementielles à court terme », est le fait qu'une annonce d'émission d'OC est associée à un signal négatif, mais d'une ampleur moins prononcée que celle observée chez les émetteurs d'actions. Sachant que les émissions d'obligations standards n'entraînent en moyenne aucune réaction, ce résultat semble cohérent avec la théorie du financement hiérarchique (*Pecking Order Theory*) de Myers et Majluf (1984) et le modèle de Stein (1992)².

Des études plus récentes sur le comportement du cours des émetteurs d'OC sur une longue période montrent que la baisse constatée lors de l'annonce de l'émission n'est pas proportionnelle à la portée réelle de la nouvelle à cet instant. De plus, le cours de l'émetteur continue à décliner pendant plusieurs mois après l'émission. Autrement dit, les investisseurs commettent systématiquement des erreurs dans la façon dont ils traitent le signal envoyé par l'entreprise émettrice lors de l'annonce de l'offre d'OC et tardent à reconnaître ses effets réels sur la valeur de l'entreprise. Cette « sous-réaction » semble incompatible avec le principe d'efficacité informationnelle.

De nombreux auteurs se sont donc tournés vers les études d'événement à long terme afin d'évaluer la persistance de cette sous-performance boursière pendant la période post-émission.³ Spiess et Affleck-Graves (1999), par exemple, ont constaté une contre-performance moyenne de l'ordre de 37% sur une période post-émission de cinq ans pour les émetteurs d'OC américains. Cette chute de la performance boursière sur le long terme a été également constatée sur les marchés japonais (Kang et al., 1999), anglais (Abhyankar et Ho, 2002) et français (Elbadraoui, 2007).

¹ Voir Cheng et al. (2005) pour une revue de littérature exhaustive.

² Ce modèle, qui est une adaptation du modèle de Myers et Majluf (1984), identifie, à travers une formalisation mathématique parcimonieuse, le moyen de financement le plus approprié en fonction de la situation de la firme en termes d'asymétrie d'information et de détresse financière.

³ Les études de la performance boursière à long terme ont fait l'objet de nombreuses critiques tant sur le plan théorique que méthodologique. Sur ce sujet, se référer à Fama (1998) et Kothari et Warner (2006).

Étant donné que l'information comptable constitue une source d'information déterminante pour les investisseurs, certains auteurs se sont interrogés sur le fait que le déclin de la performance boursière à long terme des firmes suite à une émission d'OC pouvait refléter la dégradation de leur performance opérationnelle⁴.

Plusieurs études empiriques fondées sur la méthodologie des études d'événements à long terme ont été menées dans le contexte américain pour analyser la performance opérationnelle des entreprises suite à une émission d'OC. Les travaux pionniers d'Hansen et Crutchley (1990) montrent que les entreprises émettrices ont une rentabilité économique significativement inférieure à celle des entreprises non émettrices sur une période post-émission de trois ans. Mc Laughlin et al. (1998) ont, pour leur part, examiné la performance économique des émetteurs américains sur les six années fiscales entourant celle de l'émission⁵. Leurs résultats révèlent d'un côté, une augmentation plus que proportionnelle de la rentabilité économique des entreprises émettrices par rapport à celle des firmes comparables pendant la période pré-émission, et de l'autre côté une sous-performance économique des émetteurs statistiquement significative pendant la période post-émission. Ce déclin de la performance opérationnelle des émetteurs américains postérieurement à l'émission a été également confirmé par Lee et Loughran (1998). Cependant, ces derniers montrent que, contrairement aux conclusions de McLaughlin et al. (1998), les entreprises émettrices n'affichent aucune sur-performance opérationnelle avant l'émission.

La thématique de la performance des émetteurs d'OC a également suscité l'intérêt de Lewis et al. (2001) qui ont mis en relief une tendance baissière de la rentabilité économique des firmes émettrices américaines sur les quatre années fiscales suivant celle de l'émission. Par ailleurs, à l'instar de McLaughlin et al. (1998), Lewis et al. (2001) découvrent que la performance opérationnelle des émetteurs affiche une amélioration substantielle antérieurement à l'émission. Selon ces auteurs, ce constat empirique est cohérent avec une extension de l'hypothèse du *timing*⁶ des émissions d'actions (Loughran et Ritter, 1997) aux émissions de titres ayant une composante action.

⁴ Il s'agit de la rentabilité procurée par les outils de production en place indépendamment du mode de financement.

⁵ Ces années seront notées dans le reste du présent article : année -3, année -2, année -1, année +1, année +2 et année +3 ; avec année 0 : année fiscale de l'émission.

⁶ L'hypothèse du *timing* stipule que les entreprises optent pour les émissions d'actions quand leur rentabilité économique est anormalement élevée.

Comme l'illustre le tableau synoptique en annexe, même si les études événementielles précédentes ont abouti à des résultats mitigés quant à la performance opérationnelle pré-émission des émetteurs, elles ont toutes démontré clairement que la rentabilité opérationnelle post-émission de ces derniers est nettement inférieure à celle des firmes comparables.

Les conclusions de ces études sur les émissions d'OC rejoignent les résultats obtenus pour les émissions d'actions aussi bien dans le contexte américain (McLaughlin et al., 1996 ; Loughran et Ritter, 1997) que français (Mansali, 2005). Ceux-ci ont mis en évidence une baisse (hausse) significative de l'ensemble des indicateurs de performance opérationnelle des firmes américaines après (avant) une émission d'actions. Ces résultats renforcent l'argument de Stein (1992), selon lequel l'OC est un substitut de l'action (*backdoor equity*) et contribuent de ce fait à l'enrichissement de la littérature sur la structure du capital.

L'absence d'études analogues sur le marché français limite la portée des conclusions précédentes pour les entreprises émettrices de la place parisienne qui représentent pourtant plus de 40% des émissions européennes d'OC. Pour tenter d'y remédier, cet article examine la performance opérationnelle à long terme des émetteurs d'OC en France. Sur la base des émissions d'OC réalisées entre 1990-2002, notre objectif principal consiste à évaluer la performance enregistrée par les entreprises émettrices avant et après l'offre d'OC.

L'article est organisé de la manière suivante : la première section rappelle les facteurs justifiant des émissions d'OC et la deuxième section présentera notre hypothèse de recherche. Les données utilisées et la méthodologie adoptée seront décrites respectivement dans les sections trois et quatre. Dans la section cinq, nous présenterons et commenterons les résultats de l'étude d'événement. Dans la section six, nous rééditerons nos résultats en tenant compte de critères relatifs à l'émetteur, à l'émission et au contexte de cette dernière. La conclusion fera l'objet de la dernière section.

1. Motifs sous-jacents à une émission d'OC

Par leur nature hybride, les OC sont très souvent perçues comme une solution aux imperfections liées aux modes de financement de la firme et à son organisation managériale. Ces imperfections, qui se manifestent essentiellement par des conflits d'agence et des problèmes d'hasard moral, sont génératrices de coûts qui ne sont pas sans incidence sur la performance opérationnelle de la firme et, *de facto*, sur sa valeur.

Nous présenterons ci-après les principales théories qui peuvent servir de cadre conceptuel à la justification des émissions d'OC.

1.1. Réduction des conflits d'agence liée à la dette

Il revient à Green (1984) d'avoir modélisé les conflits d'intérêts entre actionnaires et créanciers dans le cadre particulier d'un financement par OC. En effet, la composante optionnelle de l'OC permet aux créanciers de profiter d'une éventuelle hausse de la valeur des capitaux propres et de faire barrage aux transferts de richesse dus aux comportements des dirigeants. La clause de convertibilité de l'OC peut donc être analysée comme un engagement de la part des dirigeants à ne pas procéder à des substitutions d'actifs.

1.2. Insensibilité au risque de l'émetteur

Pour Brennan et Schwartz (1988), les OC sont traditionnellement émises par des entreprises perçues par les investisseurs comme étant risquées ou dont la politique d'investissement est délicate à estimer. Ainsi, le cours de ces firmes subira une importante décote en cas de financement par actions nouvelles (coût de sélection adverse). De même, au cas où ces firmes optent pour l'émission d'obligations standards, les bailleurs de fonds exigeront un taux d'intérêt majoré d'une importante prime de risque de défaut, en rémunération du risque qu'ils accepteront d'encourir.

La valeur de l'OC est par contre relativement insensible au risque de l'émetteur. Cela s'explique par le fait que la baisse de la valeur de la composante obligataire engendrée par un accroissement du risque de l'émetteur serait compensée, au moins partiellement, par l'amélioration

de la valeur de la composante optionnelle qui serait produite par le même accroissement du risque.

1.3. Réduction des conflits d'agence liée aux fonds propres

Green (1984) considère l'OC comme un substitut de la dette et n'identifie donc pas explicitement les coûts d'agence inhérents aux conflits d'intérêts entre les dirigeants et les actionnaires. Selon Jensen (1986) et Stulz (1990), dans les entreprises arrivées à maturité, l'abondance des *cash-flows* et la rareté des opportunités d'investissement réellement rentables aboutissent souvent à des choix financiers peu judicieux. La réduction des coûts d'agence des fonds propres peut consister à réaliser une émission d'OC qui contraint les dirigeants à une discipline financière plus stricte afin d'encourager les créanciers à exercer l'option de conversion et mettre l'entreprise à l'abri des échéances régulières imposées par le service de la dette (Mayers, 1998).

1.4. Réduction des coûts de sélection adverse et des coûts de détresse financière

Selon Stein (1992), les OC sont un moyen approprié pour augmenter le capital d'une façon différée dans un contexte d'asymétrie d'information. Elles sont, de ce fait, considérées comme un substitut des fonds propres (*backdoor equity*)⁷. Son modèle montre que les entreprises caractérisées par une forte asymétrie informationnelle et/ou un niveau d'endettement élevé seront favorables à une émission d'OC plutôt qu'à une émission d'actions ou d'obligations standards, et ce pour deux principales raisons : (1) le recours à la dette standard aggrave les coûts de faillite de cette catégorie d'entreprise ; (2) le financement par émission d'actions nouvelles risque d'être très coûteux à cause du sous-

⁷ Les enquêtes menées auprès des responsables financiers de certaines entreprises américaines (Pilcher, 1955 ; Brigham, 1966 ; Hoffmeister, 1977) ont montré que la principale motivation d'une émission d'OC est la volonté de les convertir en capitaux propres suite à une éventuelle évolution favorable des cours. En France, selon les prospectus de l'AMF, 58% des émissions de notre échantillon sont effectuées dans le but de renforcer la structure financière de l'entreprise émettrice (conversion en fonds propres, refinancement de la dette). Pour le reste, les émetteurs projettent de consacrer les fonds levés à des projets d'investissement.

investissement que pourrait engendrer l'asymétrie d'information entre les dirigeants et les investisseurs externes (Myers et Majluf, 1984). Dès lors, une émission d'OC est un signal difficilement imitable par les entreprises en pénurie d'opportunités d'investissement profitables, car si le cours de l'action n'augmente pas suffisamment après l'émission, les porteurs d'OC n'auront aucun intérêt à exercer l'option de conversion. L'émetteur serait par conséquent contraint à rembourser sa dette.

1.5. Optimisation du financement séquentiel

Mayers (1998) montre qu'en situation de surinvestissement les entreprises se servent des OC pour échapper aux coûts associés au financement séquentiel. Si l'entreprise dispose d'opportunités d'investissement rentables, les obligataires préféreront convertir, laissant la disposition des fonds à l'entreprise. Dans le cas contraire, ils n'exerceront pas l'option de conversion et les managers devront rembourser : ceci supprime le problème de l'incitation à surinvestir.

Ce rappel succinct montre que les OC constituent un moyen privilégié pour atténuer les coûts d'agence, d'asymétrie d'information ou encore de financement séquentiel. Néanmoins, il convient de s'interroger sur l'impact de l'émission de ce véhicule financier sur la performance opérationnelle à long terme des émetteurs.

2. Formulation de l'hypothèse de recherche

À l'instar de Lee et Loughran (1998) et Spiess et Affleck-Graves (1999) dans le contexte américain, Elbadraoui (2007) met en évidence une surperformance boursière significative des entreprises françaises émettrices d'OC évaluée en moyenne à environ 15% au cours des 12 mois précédant l'émission, et une contre-performance boursière moyenne de ces émetteurs estimée à environ 40% sur une période de trois années après l'émission.

L'information comptable étant l'une des sources les plus riches d'analyse de la valeur de l'entreprise pour les différents acteurs qui transigent sur les marchés financiers, l'évolution du cours devrait dépendre de la performance intrinsèque de l'entreprise. Dès lors, en supposant que l'information comptable a un effet plus ou moins instantané sur le cours boursier du titre, nous pouvons en déduire que la sous-

(sur-)performance boursière à long terme des émetteurs d'OC est le reflet de la dégradation (amélioration) de leur performance opérationnelle. L'hypothèse qui sous-tend le présent article peut donc être formulée de la façon suivante :

Hypothèse 1 : Les entreprises françaises émettrices d'OC accusent une sous- (sur-)performance opérationnelle à long terme sur la période post-(pré-)émission.

3. Échantillon et sources de données

Dans notre étude, l'échantillon initial est composé de 181 émissions, soit toutes les émissions d'OC recensées dans des bulletins mensuels d'information de l'Autorité des Marchés Financiers (AMF) et réalisées par des entreprises françaises entre 1990 et 2002. Le choix de cette période est dicté par l'objectif d'avoir un maximum de données disponibles sur une période avant et après l'émission, soit de 1987 à 2005. Les informations relatives aux émissions ont été colligées des prospectus d'émission de l'AMF, des avis et décisions d'Euronext et des avis publiés dans les Bulletins des Annonces Légales Obligatoires (BALO). Néanmoins, seules les émissions respectant les critères de sélection suivants ont été retenues dans l'échantillon final.

(1) Nous avons exclu les émissions d'OC d'entreprises financières⁸ (29 émissions exclues). (2) À l'instar de Spiess et Affleck-Graves (1999), nous avons écarté les OC auxquelles sont attachés des bons de souscription, telles que les obligations convertibles à bons de souscription d'actions (15 émissions exclues). (3) Les données comptables consolidées des entreprises émettrices doivent être disponibles dans la base de données *Worldscope* au moins pendant l'année -1 (9 émissions exclues). Aucune autre restriction n'a été imposée quant à la disponibilité des données comptables pendant la période d'observation. Autrement dit, l'échantillon n'est pas cylindré, ce qui a pour effet de réduire le biais du survivant et maximiser la taille de l'échantillon. (4) Enfin, une offre d'OC n'est retenue que dans la mesure où elle n'est ni précédée

⁸ L'élimination des entreprises ayant une activité financière s'explique par la nature de leur structure financière qui est régie par des réglementations spécifiques qu'on ne trouve pas chez les entreprises opérant dans les autres secteurs (Berger, Ofek et Yermack, 1997 ; Garvey et Hanka, 1999).

d'une émission d'OC au cours des 36 derniers mois, ni suivie d'une autre émission dans les 36 mois subséquents. Ce traitement a pour but de modérer le problème d'interdépendance des rentabilités opérationnelles anormales engendré par le chevauchement des fenêtres d'événement des émissions effectuées par une même entreprise (31 émissions exclues : 24 pour émissions concomitantes d'OC et 7 pour émissions d'autres titres financiers). En appliquant ces critères de sélection à l'échantillon initial, notre échantillon final compte 97 émissions et 620 observations sur une période d'étude de sept exercices fiscaux.

Le tableau 1 présente la répartition temporelle et sectorielle du nombre, du produit brut et de la taille moyenne des émissions ayant eu lieu durant la période 1990-2002 en France. Nous pouvons observer dans le panel A que le marché français des OC a connu une forte altération à partir de 1999 suite à l'« explosion » des émissions d'OC en Europe et à l'introduction de l'euro. D'un point de vue sectoriel, le panel B montre que la majorité du produit total des émissions, soit environ 12 milliards d'euros, est accaparée par les entreprises opérant dans le secteur des TMT (Technologies, Médias et Télécommunications), viennent en deuxième place les entreprises industrielles, suivies des entreprises fournissant des services à la consommation avec respectivement 18% et 17% du produit brut total des émissions.

Enfin, soulignons que l'échantillon final correspond à 54% de l'échantillon initial en termes de nombre d'émissions. Cependant, malgré la réduction du nombre des observations découlant de nos critères de sélection exigés, nous n'avons décelé aucune différence significative entre la distribution de l'échantillon final et celle de l'échantillon initial, que ce soit au niveau de la répartition temporelle ou sectorielle (les *p-values* du test du khi-deux corrigé de Yates étant largement supérieures au seuil critique maximal de 10%).

Tableau 1 – Statistiques descriptives des émissions d'OC réalisées en France sur la période 1990-2002

| | Échantillon initial | | | | | Échantillon final | | | | |
|--|---------------------|-----|-----------------------------|-------|-----------------------------|-------------------|-------|-----------------------------|-------|-----------------------------|
| | Émissions | | Produit brut | | Taille moyen- | Émissions | | Produit brut | | Taille moyenne |
| | N | % | Millions d'€ constants 2002 | % | Millions d'€ constants 2002 | N | % | Millions d'€ constants 2002 | % | Millions d'€ constants 2002 |
| Panel A : Répartition temporelle des émissions d'OC | | | | | | | | | | |
| 1990 | 17 | 9.4 | 4 269.7 | 8.3 | 251.2 | 5 | 5.2 | 1 083.4 | 4.4 | 176.4 |
| 1991 | 10 | 5.5 | 1 994.1 | 3.9 | 199.4 | 5 | 5.2 | 1 476.6 | 6.0 | 248.2 |
| 1992 | 6 | 3.3 | 372.6 | 0.7 | 62.1 | 4 | 4.1 | 225.2 | 0.9 | 48.4 |
| 1993 | 20 | 11. | 3 219.5 | 6.2 | 123.8 | 12 | 12.4 | 1 216.4 | 4.9 | 89.0 |
| 1994 | 17 | 9.4 | 4 265.2 | 8.3 | 250.9 | 10 | 10.3 | 3 003.0 | 12.1 | 268.0 |
| 1995 | 7 | 3.9 | 1 092.6 | 2.1 | 156.1 | 5 | 5.1 | 742.2 | 3.0 | 134.9 |
| 1996 | 10 | 5.5 | 1 863.7 | 3.6 | 186.4 | 6 | 6.2 | 985.9 | 4.0 | 152.2 |
| 1997 | 19 | 10. | 2 691.3 | 5.2 | 141.6 | 8 | 8.2 | 535.3 | 2.2 | 62.7 |
| 1998 | 13 | 7.2 | 2 963.2 | 5.7 | 227.9 | 7 | 7.2 | 91.6 | 0.4 | 12.4 |
| 1999 | 24 | 13. | 9 717.1 | 18.8 | 404.9 | 13 | 13.4 | 2 797.3 | 11.3 | 204.2 |
| 2000 | 11 | 6.9 | 3 073.5 | 6.0 | 279.4 | 7 | 7.2 | 971.7 | 3.9 | 134.0 |
| 2001 | 13 | 7.2 | 5 678.8 | 11.0 | 436.8 | 10 | 10.3 | 4 229.4 | 17.1 | 415.0 |
| 2002 | 14 | 7.7 | 10 389.1 | 20.1 | 742.1 | 5 | 5.2 | 7 368.6 | 29.8 | 1 473.7 |
| Panel B : Répartition sectorielle des émissions d'OC | | | | | | | | | | |
| B de | 15 | 8.3 | 6 466.3 | 12.5 | 431.1 | 12 | 12.4 | 6 302.8 | 25.5 | 525.2 |
| Finance | 29 | 16. | 7 626.1 | 14.8 | 263.0 | --- | --- | --- | --- | --- |
| Industrie | 45 | 24. | 9 227.3 | 17.9 | 205.1 | 31 | 32.0 | 7 042.0 | 28.5 | 220.1 |
| Mat. de ba- | 12 | 6.6 | 2 335.3 | 4.5 | 194.6 | 8 | 8.2 | 1 294.1 | 5.2 | 184.9 |
| Pétrole et | 2 | 1.1 | 825.3 | 1.6 | 412.6 | 1 | 1.0 | 793.5 | 3.2 | 793.5 |
| Santé | 8 | 4.4 | 818.4 | 1.6 | 102.3 | 7 | 7.2 | 908.6 | 3.7 | 129.8 |
| S ^{ces} à la | 25 | 13. | 8 610.5 | 16.7 | 344.4 | 15 | 15.5 | 3 533.9 | 14.3 | 235.6 |
| S ^{ces} publics | 3 | 1.7 | 3 939.4 | 7.6 | 1 313.1 | 1 | 1.0 | 493.7 | 2.0 | 493.7 |
| TMT | 42 | 23. | 11 741.8 | 22.8 | 279.6 | 22 | 22.7 | 4 358.0 | 17.6 | 198.1 |
| Total | 181 | 100 | 51 590.4 | 100.0 | 285.0 | 97 | 100.0 | 24 726.6 | 100.0 | 254.9 |

N.B. : Le produit et la taille moyenne de l'émission sont exprimés en euros constants base 2002.

4. Cadre méthodologique

4.1. Mesures de la performance opérationnelle

Nous avons opté pour une mesure de performance opérationnelle, usuelle dans la littérature financière, qui est fondée sur les flux de trésorerie potentielle dégagés par l'exploitation, à savoir : le bénéfice avant impôts, charges financières, dépréciations et amortissements (EBITDA : *Earning Before Interest Taxes Depreciation and Amortization*). Cette mesure, qui s'apparente à la notion anglo-saxonne d'*operating income*, permet de mieux informer sur la rentabilité des capitaux engagés dans l'activité productive, indépendamment de la structure de financement choisie. Ajoutons à cela qu'elle n'est pas altérée par la politique fiscale de l'entreprise (impôt sur les sociétés) ou par sa politique d'investissement (amortissements). En complément de l'EBITDA, nous avons également utilisé le bénéfice avant impôts et charges financières (EBIT : *Earnings Before Interest and Taxes*).

Par ailleurs, afin de rendre les rentabilités économiques comparables dans le temps et dans l'espace, le résultat opérationnel de chaque entreprise pendant l'année t est rapporté à son total des actifs (*Total Assets* : TA) l'ayant généré pendant cette même année. En procédant de cette manière, nous obtenons les ratios suivants : EBITDA/TA et EBIT/TA, communément désignés sous l'acronyme ROA (*Return On Assets*) dans la littérature anglo-saxonne.

4.2. Mesures alternatives de la performance opérationnelle

L'estimation de la rentabilité opérationnelle par le ROA calculé tel qu'indiqué ci-dessus souffre du biais du coût historique qui tient au fait que l'actif total est reporté dans les états comptables en coût historique alors que le résultat opérationnel (EBITDA ou EBIT) est exprimé en euro courant.

Afin de pallier à ce biais méthodologique, Barber et Lyon (1996) proposent de standardiser le résultat opérationnel, soit par la valeur de marché des actifs⁹, soit par le chiffre d'affaires, ce qui revient à calculer la rentabilité commerciale.

⁹ La valeur de marché des actifs est égale à : actif total – valeur comptable des capitaux propres + capitalisation boursière.

Étant donné que le recours à la valeur de marché des actifs entraînerait une sur- (sous-)estimation de la performance opérationnelle post- (pré-)émission des émetteurs, à cause de la sous- (sur-)performance boursière des entreprises françaises après (avant) une émission d'OC (Elbadraoui, 2007), nous avons choisi, en complément de l'utilisation du ROA, de standardiser le résultat opérationnel par le chiffre d'affaires.

Par ailleurs, il se peut que les fonds levés sur le marché soient alloués, peu de temps après l'émission, à des projets d'investissement conduisant ainsi à une augmentation des actifs opérationnels en place mais sans pour autant générer immédiatement des flux de résultat. Il s'ensuivra une sous-évaluation de la rentabilité économique de la firme émettrice subséquemment à l'émission d'OC. Ce biais peut être corrigé, soit en observant l'évolution de la performance de l'entreprise émettrice sur un horizon temporel relativement long, soit en utilisant une mesure de performance qui n'est pas affectée par l'accroissement des actifs, telle que la rentabilité commerciale.

Cependant, afin d'établir une relation entre la rentabilité économique et la rentabilité commerciale, nous avons jugé pertinent d'introduire la notion de rotation des actifs. Cette dernière, égale au rapport entre le chiffre d'affaires et le total des actifs, mesure les ventes réalisées par chaque euro investi dans l'entreprise.

$$ROA = ROS * A_{turnover} \quad (1)$$

L'équation (1) montre qu'une même rentabilité économique peut être obtenue, soit par une rentabilité commerciale faible combinée à une rotation des actifs rapide (ex. de la grande distribution), soit par une rentabilité commerciale plus élevée et une rotation des actifs lente (ex. des commerces de luxe). L'analyse de l'évolution de la rotation des actifs avant et après l'émission d'OC est donc nécessaire pour interpréter les résultats de façon adéquate.

4.3. Choix de la norme

Pour évaluer la performance des émetteurs d'OC, il importe de définir une norme. Celle-ci est déterminée comme la rentabilité d'un étalon qui peut revêtir deux formes : soit une entreprise de contrôle, soit un portefeuille de référence. Cet étalon est sélectionné selon des critères définis à l'avance de sorte que sa rentabilité mime la rentabilité de

l'entreprise en l'absence de l'événement étudié (en l'occurrence l'émission d'OC). La rentabilité anormale (c'est-à-dire, la rentabilité liée à l'événement) s'exprime donc ainsi :

$$AP_{it} = P_{it} - E(P_{it} | X_t) \quad (2)$$

Avec P_{it} la rentabilité opérationnelle enregistrée pendant l'année t par la firme émettrice i et $E(P_{it} | X_t)$ l'espérance de la rentabilité opérationnelle de la firme i en l'absence de l'émission d'OC, connaissant l'information complémentaire X_t disponible l'année t . Puisqu'elle n'est pas observable, cette rentabilité est estimée par celle d'un étalon P_{it} .

Afin de nous assurer de la robustesse de nos résultats, nous avons évalué la performance opérationnelle des émetteurs d'OC français en utilisant trois normes. La première fournit une mesure de performance non ajustée. Elle ne requiert le recours à aucune entreprise comparable et suppose que la meilleure estimation de la rentabilité opérationnelle espérée $E(P_{it} | X_t)$ d'un émetteur pendant une année t est tout simplement sa rentabilité opérationnelle en $t-1$. Plus formellement :

$$E(P_{it} | X_t) = P_{i,(t-1)} \quad (3)$$

Les deux autres normes utilisées dans cette étude reposent chacune sur l'utilisation des firmes de contrôle. Pour la seconde norme, la firme de contrôle a été sélectionnée selon le critère croisé « appartenance sectorielle¹⁰, rentabilité économique passée¹¹ ». Ainsi, chaque entreprise émettrice est appariée avec une entreprise de contrôle issue du même secteur d'activité et minimisant l'écart absolu de rentabilité économique avec l'entreprise émettrice pendant l'année -1 . Selon Barber et Lyon (1996), l'utilisation des deux critères d'appariement « appartenance sectorielle et rentabilité économique passée » permet de contrôler les variations sectorielles de la rentabilité opérationnelle et de neutraliser l'effet de retour à la moyenne susceptible d'affecter cette dernière.

Pour ce qui concerne la troisième norme, l'entreprise de contrôle a été sélectionnée selon le critère croisé « taille et rentabilité économique passée ». Pour ce faire, toutes les entreprises de contrôle ayant une tail-

¹⁰ La classification sectorielle retenue est le niveau 2 de la nomenclature ICB (*Industry Classification Benchmark*).

¹¹ Par « rentabilité économique passée », on entend la rentabilité mesurée par le ratio EBITDA/TA l'année -1 .

le (mesurée par le total des actifs) oscillant entre 70% et 130% de celle de l'émetteur sont présélectionnées ; ne sont ensuite retenues que celles dont la rentabilité économique est la plus proche de celle de l'émetteur.¹²

Deux modèles de mesure de performance sont mis en œuvre pour estimer la norme en cas de recours à l'entreprise de contrôle. Le premier modèle est de nature statique. Il mesure la performance opérationnelle en soustrayant la rentabilité opérationnelle de l'entreprise de contrôle P_{It} de celle de l'entreprise émettrice P_{it} . Plus formellement :

$$E(P_{it} | X_t) = P_{It} \quad (4)$$

Par contre, le deuxième modèle est un modèle dynamique où la performance opérationnelle correspond à l'écart entre la variation de la rentabilité opérationnelle de l'émetteur entre les années t et $t-1$, et celle de l'entreprise de contrôle sur la même période.

$$\Delta P_{it} = (P_{it} - P_{i,(t-1)}) - (P_{It} - P_{I,(t-1)}) \quad (5)$$

On peut donc écrire :

$$E(P_{it} | X_t) = P_{i,(t-1)} + \Delta P_{It} \quad (6)$$

Notons enfin que les deux méthodes d'appariement utilisées dans cette étude ont comme point commun d'ajuster les rentabilités opérationnelles pour l'effet de retour à la moyenne, dont la prise en compte est fortement recommandée par Barber et Lyon (1996)¹³.

Pour évaluer le caractère statistiquement significatif des rentabilités opérationnelles anormales, deux tests statistiques ont été retenus : le test signé de Wilcoxon et le test original de Student proposé par Hesterberg et al. (2003). La statistique suggérée par ces derniers est déterminée en rapportant la moyenne interquartile (moyenne tronquée à

¹² Dans leurs simulations, Barber et Lyon (1996) ont testé plusieurs combinaisons de variables de contrôle. Ils montrent que la méthode d'appariement qui contrôle à la fois pour l'effet taille et l'effet de retour à la moyenne fournit des tests bien spécifiés et puissants même si elle ignore l'appartenance sectorielle de l'entreprise.

¹³ Barber et Lyon (1996): « *without exception, the models that yield well specified, powerful test statistics incorporate a firm's past performance* » (p. 396).

25%) des rentabilités opérationnelles, notée $\overline{AP}_{25\%}$ ¹⁴, à son erreur standard calculée par ré-échantillonnage (*bootstrapping*), notée $SE_{boot, AP_{25\%}}$.

$$T_{bootstrapped\ SE} = \frac{\overline{AP}_{25\%}}{SE_{boot, AP_{25\%}}} \sim T_{n-1} \quad (7)$$

Avec $SE_{boot, AP_{25\%}}$ estimée en ré-échantillonnant avec remise 1000 fois¹⁵ l'échantillon des rentabilités opérationnelles anormales, et en calculant lors de chaque tirage aléatoire la moyenne interquartile.

$$SE_{boot, AP_{25\%}} = \sqrt{\frac{1}{999} \sum_{k=1}^{1000} \left(\overline{AP}_{25\% k}^* - \frac{1}{1000} \sum \overline{AP}_{25\% k}^* \right)^2} \quad (8)$$

Où $\overline{AP}_{25\% k}^*$ désigne la moyenne interquartile de la rentabilité opérationnelle anormale du k^{ème} échantillon aléatoire (*bootstrap sample*).

L'usage de ces deux tests se justifie par l'importance relative des valeurs extrêmes et l'absence du caractère gaussien de la distribution des rentabilités anormales.

Toutefois, il convient de préciser que le test de Student utilisé est plus conservateur que le test de Wilcoxon dans la plupart des cas rencontrés dans notre étude.

5. Résultats de l'étude d'événement

Le tableau 2 retrace l'évolution de la rentabilité économique des entreprises émettrices sur la période d'observation. Dans le panel A, le ROA médian mesuré par le ratio EBIT/TA affiche une tendance décroissante sur toute la période d'analyse. Il passe de 8,88% l'année -3 à 5,89% l'année de l'émission puis à 5,53% l'année +3. Cette tendance se confirme en mesurant la rentabilité économique par le ratio

¹⁴ $\overline{AP}_{25\%}$ est un estimateur robuste de la moyenne. Comme la médiane, elle exclut les valeurs extrêmes et minimise en conséquence leur effet, mais, comme la moyenne simple, elle utilise toute l'information restante.

¹⁵ Dans un souci de vérification de la validité de nos résultats, nous avons répété le processus de ré-échantillonnage 500, 2000 et 5000 fois. Cependant, nos résultats restent, dans une grande mesure, qualitativement et quantitativement insensibles au nombre des tirages aléatoires.

EBITDA/TA. Ce dernier recule de 13,16% à 10,30% sur la fenêtre (-3;+3), soit une baisse d'environ 22%.

Tableau 2 – Évolution (en %) de la performance opérationnelle à long terme des entreprises émettrices mesurée par la rentabilité économique

| Année fiscale | EBIT/TA | | | | | | | EBITDA/TA | | | | | | |
|--|---------|---------|--------|---------|---------|---------|----------|-----------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | -3 | -2 | -1 | 0 | +1 | +2 | +3 | -3 | -2 | -1 | 0 | +1 | +2 | +3 |
| Panel A : La rentabilité économique de l'émetteur | | | | | | | | | | | | | | |
| Médiane | 8.88 | 8.27 | 6.82 | 5.89 | 5.93 | 5.88 | 5.53 | 13.16 | 13.12 | 11.78 | 10.47 | 10.67 | 10.40 | 10.30 |
| Moyenne _{Trim25%} | 8.40 | 7.72 | 6.93 | 5.95 | 5.59 | 5.60 | 5.18 | 12.95 | 12.53 | 11.73 | 10.57 | 10.51 | 10.26 | 9.89 |
| Panel B : La rentabilité économique de l'émetteur ajustée pour l'effet sectoriel et l'effet de retour à la moyenne | | | | | | | | | | | | | | |
| Médiane | 0.30 | -0.08 | 0.07 | -0.31 | -0.99 | -1.95** | -1.96*** | 0.54 | 0.03 | -0.03 | -0.62 | -1.13 | -1.40 | -1.89** |
| Z-wilcoxon | (0.57) | (0.08) | (0.59) | (0.45) | (1.36) | (2.19) | (2.79) | (0.53) | (0.28) | (-1.26) | (-0.88) | (-0.89) | (-1.39) | (-2.41) |
| Moyenne _{Trim25%} | 0.35 | -0.11 | 0.22 | -0.53 | -1.03 | -1.53* | -1.97** | 0.23 | -0.15 | -0.04 | -0.73 | -0.74 | -1.17 | -2.07** |
| T _{-bootstrapped SE} | (0.48) | (-0.12) | (0.52) | (-0.91) | (-1.62) | (-1.81) | (-2.26) | (0.28) | (1.00) | (-1.52) | (-1.28) | (-0.90) | (-1.35) | (-2.02) |
| Panel C : La rentabilité économique de l'émetteur ajustée pour l'effet taille et l'effet de retour à la moyenne | | | | | | | | | | | | | | |
| Médiane | 0.09 | 0.73 | -0.05 | -1.12** | -0.99** | -0.82* | -1.74** | 0.65 | -0.24 | 0.05 | -1.02*** | -0.74* | -1.12* | -1.76** |
| Z-wilcoxon | (0.58) | (0.92) | (0.36) | (-2.16) | (-2.14) | (-1.67) | (-2.45) | (0.94) | (0.35) | (0.69) | (-2.64) | (-1.82) | (-1.64) | (-2.26) |
| Moyenne _{Trim25%} | 0.53 | 0.64 | 0.25 | -1.03* | -1.35 | -1.03 | -1.56** | 0.76 | -0.08 | 0.07 | -1.36** | -1.20 | -1.14 | -1.86** |
| T _{-bootstrapped SE} | (0.69) | (0.88) | (0.61) | (-1.92) | (-1.54) | (-1.13) | (-2.10) | (1.02) | (-0.11) | (0.95) | (-2.30) | (-1.45) | (-1.44) | (-1.96) |
| N | 77 | 87 | 97 | 97 | 93 | 87 | 82 | 77 | 87 | 97 | 97 | 93 | 87 | 82 |

N.B. : *** Significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %.

Le panel B montre qu'après avoir contrôlé l'effet sectoriel et l'effet de retour à la moyenne, les entreprises émettrices affichent des écarts de rentabilité économique négatifs dont l'ampleur et le degré de signification statistique deviennent de plus en plus importants au fur et à mesure que l'on s'éloigne de l'année de l'émission. Ainsi, la sous-performance médiane mesurée respectivement par le ratio EBIT/TA et le ratio EBITDA/TA passe de 0,31% (non significatif) et 0,62% l'année 0 à 1,96% (significatif au seuil de 1%) et 1,89% (significatif au seuil de 5%) l'année +3. L'étude de la moyenne interquartile fait apparaître une évolution similaire de la performance opérationnelle à long terme des entreprises émettrices. Elle montre, en outre, une concordance du test de Student ajusté avec le test de Wilcoxon pour exprimer la signification statistique dans les différences de rentabilité économique entre les émetteurs et leurs firmes de contrôle.

Le panel C présente les performances opérationnelles à long terme lorsque les rentabilités des émetteurs sont ajustées pour l'effet taille et l'effet de retour à la moyenne. Les résultats obtenus montrent que les émetteurs d'OC affichent des écarts de performance médians qui sont

statistiquement significatifs à partir de l'année de l'émission. Ces derniers sont estimés au bout de l'année +3 à $-1,74\%$ (Z -wilcoxon = $-2,45$) et $-1,76\%$ (Z -wilcoxon = $-2,26$) en utilisant respectivement les ratios EBIT/TA et EBITDA/TA. Ces résultats sont confirmés par l'analyse de la moyenne interquartile.

Cependant, bien que la plupart des rentabilités économiques anormales pré-émission dans les deux panels B et C sont positives, nous notons qu'aucune d'elles n'est statistiquement significative aux seuils conventionnels.

Le tableau 3 rapporte la variation ajustée et non ajustée de la rentabilité économique des entreprises émettrices par rapport à l'année d'appariement (année -1). Le premier panel de ce tableau indique que la rentabilité économique non ajustée des émetteurs accuse une chute significativement forte sur toutes les fenêtres d'événement considérées, excepté la fenêtre (-2;-1). Les variations médianes du ratio EBITDA/TA (respectivement EBIT/TA) sont chiffrées à $-1,78\%$ ($-1,42\%$), $-2,29\%$ ($-1,71\%$) et $-2,63\%$ ($-2,08\%$) respectivement sur les fenêtres (-1;+1), (-1;+2) et (-1;+3). Lorsque la moyenne interquartile est utilisée, la baisse de la rentabilité économique post-émission devient légèrement moins accentuée et moins significative, mais sans toutefois changer nos conclusions.

L'ajustement des rentabilités économiques pour l'effet sectoriel et l'effet de retour à la moyenne (panel B) confirme le recul continu de la performance opérationnelle post-émission des émetteurs mise en évidence dans le panel B du tableau 4. En effet, l'écart entre la variation de la rentabilité économique de ces derniers et celle de leurs entreprises comparables du même secteur est négatif et va en s'élargissant. En revanche, aucune performance opérationnelle significative n'a pu être décelée sur les fenêtres (-3;-1) et (-2;-1), destinées à capter les variations anormales des rentabilités économiques pré-émission.

Le panel C montre que le changement des critères d'ajustement de la rentabilité économique des émetteurs ne semble pas changer la teneur de nos conclusions issues du panel précédent. Ainsi, par rapport à leurs firmes comparables, les entreprises émettrices présentent une sous-performance médiane qui avoisine 2% et qui est statistiquement significative au seuil de 5% sur la fenêtre (-1;+3).

Tableau 3 – Variation (en %) de la performance opérationnelle à long terme des entreprises émettrices mesurée par la rentabilité économique

| Période | EBIT/TA | | | | | EBITDA/TA | | | | |
|--|---------|---------|---------|---------|----------|-----------|---------|----------|----------|----------|
| | -3;-1 | -2;-1 | -1;+1 | -1;+2 | -1;+3 | -3;-1 | -2;-1 | -1;+1 | -1;+2 | -1;+3 |
| Panel A : Variation non ajustée du ROA de l'émetteur | | | | | | | | | | |
| Médiane | -0.94** | -0.61 | - | - | -2.08*** | -1.09** | -0.33 | -1.78*** | -2.29*** | -2.63*** |
| Z-Wilcoxon | (-2.51) | (-0.84) | (-3.54) | (-3.45) | (-3.86) | (-2.04) | (-0.78) | (-3.03) | (-2.67) | (-2.83) |
| Moyenne _{Trim25%} | -1.02** | -0.63 | -1.42** | -1.01** | -1.62*** | -1.13* | -0.62 | -1.25* | -1.51** | -1.83** |
| T _{bootstrapped SE} | (-2.34) | (-1.40) | (-2.48) | (-2.43) | (-2.94) | (-1.80) | (-1.50) | (-1.82) | (-1.95) | (-2.24) |
| Panel B : Variation du ROA de l'émetteur ajustée pour l'effet sectoriel et l'effet de retour à | | | | | | | | | | |
| Médiane | 0.00 | -0.03 | -1.30** | - | -2.32*** | -0.10 | -0.14 | -0.92 | -1.51 | -1.99** |
| Z-Wilcoxon | (0.15) | (-0.11) | (-1.98) | (-2.67) | (-3.38) | (-0.41) | (-0.42) | (-0.83) | (-1.39) | (-2.36) |
| Moyenne _{Trim25%} | -0.04 | 0.31 | -1.41* | - | -2.95*** | -0.11 | -0.07 | -0.72 | -1.30 | -1.91** |
| T _{bootstrapped SE} | (-0.06) | (0.39) | (-1.82) | (-2.69) | (-3.31) | (-0.13) | (-0.09) | (-0.93) | (-1.35) | (-2.00) |
| Panel C : Variation du ROA de l'émetteur ajustée pour l'effet taille et l'effet de retour à la | | | | | | | | | | |
| Médiane | -0.46 | 0.36 | -0.92* | -1.63** | -2.23*** | -1.12 | 0.36 | -0.66 | -1.39 | -1.89** |
| Z-Wilcoxon | (-0.58) | (-0.08) | (-1.94) | (-2.15) | (-2.70) | (-1.05) | (-0.49) | (-1.64) | (-1.49) | (-2.25) |
| Moyenne _{Trim25%} | -0.35 | 0.30 | -1.14 | -1.69* | -2.36** | -0.66 | 0.12 | -0.96 | -1.05 | -1.92* |
| T _{bootstrapped SE} | (-0.51) | (0.50) | (-1.38) | (-1.81) | (-2.42) | (-0.85) | (0.16) | (-1.17) | (-1.31) | (-1.76) |
| N | 77 | 87 | 93 | 87 | 82 | 77 | 87 | 93 | 87 | 82 |

Notes : *** Significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %.

Il convient cependant de signaler que la magnitude et le degré de signification de la variation ajustée de la rentabilité économique des émetteurs est moins prononcée en cas d'utilisation du ratio EBITA/TA comme indicateur de performance.

Pour compléter ces résultats, nous avons essayé de vérifier dans quelle mesure la sous-performance des émetteurs d'OC pourrait être imputée à une variation significative de la rentabilité commerciale ou de la rotation des actifs. Pour ce faire, nous avons tout d'abord analysé l'évolution de la rentabilité commerciale des émetteurs avant et après l'émission. Les résultats qui ressortent de notre analyse sont présentés dans le tableau 4.

Le panel A montre qu'à l'instar de la rentabilité économique, la rentabilité commerciale des émetteurs baisse considérablement et de façon significative entre l'année -1 et chacune des années suivant l'émission. Ajustée pour l'effet sectoriel et l'effet de retour à la moyenne, la variation de la rentabilité commerciale affiche un schéma d'évolution qui est comparable à celui de la rentabilité économique (panel B du tableau 3). La même remarque peut être faite au sujet de la rentabilité commerciale

ajustée pour l'effet taille et l'effet de retour à la moyenne (panel C), avec une exception cependant : les émetteurs surperforment significativement les entreprises de référence sur la période (-2 ; -1).

Tableau 4 – Variation (en%) de la performance opérationnelle à long terme des entreprises émettrices mesurée par la rentabilité commerciale

| | EBIT/CA | | | | | EBITDA/CA | | | | |
|---|---------|---------|----------|----------|----------|-----------|---------|---------|---------|----------|
| Période | -3;-1 | -2;-1 | -1;+1 | -1;+2 | -1;+3 | -3;-1 | -2;-1 | -1;+1 | -1;+2 | -1;+3 |
| Panel A : La variation non ajustée du ROS de l'émetteur | | | | | | | | | | |
| Médiane | -0.19 | -0.18 | -1.68*** | -1.63*** | -1.96*** | 0.25 | -0.20 | -0.89 | -1.57** | -1.83*** |
| Z-Wilcoxon | (-0.85) | (-0.12) | (-3.23) | (-3.47) | (-3.78) | (0.00) | (-0.17) | (-1.64) | (-2.41) | (-3.02) |
| Moyenne _{Trim25%} | -0.44 | -0.01 | -1.57*** | -2.07** | -2.71*** | 0.07 | -0.15 | -0.75 | -1.26* | -1.83** |
| T _{bootstrapped SE} | (-0.75) | (-0.02) | (-2.79) | (-2.49) | (-3.04) | (0.15) | (-0.45) | (-1.41) | (-1.88) | (-2.57) |
| Panel B : Variation du ROS de l'émetteur ajustée pour l'effet sectoriel et l'effet de retour à la | | | | | | | | | | |
| Médiane | 0.18 | -0.27 | -1.45** | -1.19* | -2.67*** | 0.90 | -0.15 | -1.00 | -0.26 | -1.58** |
| Z-Wilcoxon | (0.55) | (-) | (-1.97) | (-1.81) | (-3.11) | (1.03) | (-0.08) | (-1.02) | (-0.76) | (-2.19) |
| Moyenne _{Trim25%} | 0.37 | 0.27 | -1.57* | -1.74** | -2.86*** | 0.83 | 0.05 | -0.91 | -0.44 | -1.85* |
| T _{bootstrapped SE} | (0.43) | (0.41) | (-1.89) | (-2.00) | (-2.87) | (0.96) | (0.07) | (-1.12) | (-0.48) | (-1.79) |
| Panel C : Variation du ROS de l'émetteur ajustée pour l'effet taille et l'effet de retour à la | | | | | | | | | | |
| Médiane | 1.08 | 0.80 | -1.16 | -1.28** | -0.92** | 0.63 | 1.10* | -0.72 | -0.34 | -1.10** |
| Z-Wilcoxon | (1.28) | (1.43) | (-1.52) | (-1.98) | (-2.37) | (1.32) | (1.87) | (-1.18) | (-1.21) | (-2.13) |
| Moyenne _{Trim25%} | 0.99 | 0.96* | -1.02 | -1.76* | -2.41** | 1.08 | 1.21** | -0.70 | -0.78 | -1.80* |
| T _{bootstrapped SE} | (1.12) | (1.80) | (-1.21) | (-1.74) | (-2.00) | (1.43) | (2.15) | (-0.81) | (-0.85) | (-1.65) |
| N | 77 | 87 | 93 | 87 | 82 | 77 | 87 | 93 | 87 | 82 |

N.B. : *** Significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %.

En revanche, d'après les résultats du tableau 5, l'évolution de la rotation des actifs des émetteurs ne semble pas expliquer la baisse de la rentabilité économique post-émission des entreprises émettrices.

En effet, même si la plupart des variations du ratio de rotation des actifs sont négatives sur les périodes (-1;+1), (-1;+2) et (-1;+3), elles restent néanmoins légèrement ou pas du tout significatives aux seuils conventionnels, plus particulièrement pour les variations ajustées (panels B et C). Nous en déduisons que l'écroulement de la performance économique à long terme des émetteurs après l'émission s'explique dans une grande mesure par l'incapacité des émetteurs à dégager un résultat commercial significativement supérieur, non seulement à celui enregistré avant l'émission, mais aussi à celui réalisé par les entreprises de contrôle.

Tableau 5 – Variation (en %) du taux de rotation des actifs des entreprises émettrices

| Période | -3;-1 | -2;-1 | -1;+1 | -1;+2 | -1;+3 |
|---|-----------|----------|---------|---------|---------|
| Panel A : Variation non ajustée de l' $A_{turnover}$ de l'émetteur | | | | | |
| Médiane | -6.39*** | -3.14*** | -2.42** | -0.21 | 1.85 |
| Z-Wilcoxon | (-3.03) | (-2.70) | (-1.52) | (-0.76) | (-0.50) |
| Moyenne _{Trim25%} | -6.29*** | -2.85** | -2.25** | -1.29 | -0.60 |
| $T_{bootstrapped SE}^-$ | (-3.05) | (-2.01) | (-1.06) | (-0.52) | (-0.24) |
| Panel B : Variation de l' $A_{turnover}$ de l'émetteur ajustée pour l'effet sectoriel et l'effet de | | | | | |
| Médiane | -1.84 | -3.18* | -3.42 | -3.72 | -1.04 |
| Z-Wilcoxon | (-0.34) | (-1.78) | (-1.34) | (-1.29) | (-0.50) |
| Moyenne _{Trim25%} | -1.27 | -3.88 | -4.49* | -4.75 | -1.90 |
| $T_{bootstrapped SE}^-$ | (-0.56) | (-1.58) | (-1.73) | (-1.48) | (-0.46) |
| Panel C : Variation de l' $A_{turnover}$ de l'émetteur ajustée pour l'effet taille et l'effet de | | | | | |
| Médiane | -10.43*** | -0.79 | 0.14 | -5.77 | 0.00 |
| Z-Wilcoxon | (-3.26) | (-1.39) | (-0.37) | (-1.34) | (0.19) |
| Moyenne _{Trim25%} | -10.30*** | -2.67 | -0.38 | -4.14 | 0.46 |
| $T_{bootstrapped SE}^-$ | (-3.36) | (-1.01) | (-0.13) | (-1.15) | (0.13) |
| N | 77 | 87 | 93 | 87 | 82 |

N.B. : *** Significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %.

6. Analyse en coupe transversale de la performance opérationnelle à long terme

Si les conclusions précédentes suggèrent que les émetteurs d'OC français connaissent une contre-performance opérationnelle à long terme après l'émission, deux remarques peuvent être formulées : d'une part, ces résultats sont fondés sur des mesures de tendance centrale et n'expliquent donc pas pourquoi certaines entreprises émettrices génèrent, contrairement à d'autres, une performance décevante à long terme. D'autre part, ces résultats reposent aussi sur le choix d'une norme qui est toujours problématique dans les études d'événement à long terme. Ainsi, selon Spiess et Affleck-Graves (1999), la sous-performance des émetteurs peut être induite par des biais d'ordre méthodologique dus à l'incapacité des méthodes d'appariement appliquées à sélectionner des firmes de contrôle ayant des caractéristiques suffisamment similaires à celles des firmes émettrices. Dès lors, une analyse en coupe transversale s'impose afin de mieux comprendre la performance enregistrée par les émetteurs sur la période post-émission.

6.1. Présentation de la méthodologie utilisée

Sur la base des valeurs prises par certaines variables identifiées dans la littérature sur les émissions d'OC, nous avons subdivisé notre échantillon de rentabilités anormales en quartiles¹⁶. Le test de Kruskal-Wallis est ensuite utilisé afin de détecter d'éventuelles différences de performances statistiquement significatives entre les quartiles.

Ces variables retenues ont permis de constituer trois groupes : Le premier groupe est constitué de variables proposées par la théorie financière pour apprécier les caractéristiques de l'émetteur, comme la taille, le levier, le risque et le *Market-to-Book* (MtoB). Le second groupe comprend les caractéristiques de l'émission, telles que sa taille relative et sa maturité. Le troisième groupe, enfin, comprend une seule variable qui caractérise l'environnement de l'émission.

Les variables retenues ne sont pas exhaustives mais ont l'avantage d'être largement documentées dans la littérature et d'être disponibles, soit dans les bases de données dont nous nous sommes servies, soit dans les prospectus d'émission. Une description de ces variables est donnée en bas du tableau 6.

6.2. Résultats de l'analyse en coupe transversale de la performance opérationnelle

Le panel A montre une nette croissance de la performance économique des émetteurs en passant du premier au dernier quartile de taille, indiquant que les émetteurs de petite taille sont particulièrement concernés par la contre-performance opérationnelle. Le test de Kruskal-Wallis confirme l'existence d'une différence significative entre les différents quartiles et ce, pour les deux mesures de performance opérationnelle utilisées. Ces résultats vont à l'encontre du modèle normatif de Stein (1992), qui stipule que les OC seront émises par les petites entreprises qui anticipent une évolution favorable de leurs résultats futurs permettant le déclenchement de la conversion volontaire ou forcée des OC (augmentation différée du capital). Ils contredisent aussi les résultats empiriques de Spiess et Affleck-Graves (1999) qui ont mis en évidence sur le marché américain une sous-performance boursière moins

¹⁶ La taille de notre échantillon ne permet pas d'opter pour un découpage plus fin (quintiles ou déciles).

accentuée pour les plus petits émetteurs (1^{er} et 2^{ème} quintiles) durant les cinq années suivant l'émission.

Le même constat peut être fait à propos des variables MtoB et croissance du chiffre d'affaires traditionnellement utilisées dans la littérature comme des *proxys* empiriques de la détresse financière et de l'asymétrie informationnelle de l'émetteur. En effet, le découpage de notre échantillon en fonction de ces deux variables met en évidence une rentabilité économique anormale particulièrement médiocre pour les émetteurs du quatrième quartile (Wilcoxon *p-value* <0,01). Nos résultats montrent d'une manière évidente l'existence d'une différence de performance significative entre les différents groupes d'émetteurs lorsque notre échantillon est segmenté selon la croissance du chiffre d'affaires. Cependant, la subdivision de l'échantillon en quartiles de MtoB ne permet d'arriver à une conclusion analogue qu'en cas d'utilisation de la deuxième mesure de performance. Cela peut être attribué au fait que la prise en compte de l'appartenance sectorielle de l'émetteur dans le processus d'appariement a probablement permis de mieux contrôler l'effet MtoB.

La stratification de notre échantillon en fonction de l'âge de l'émetteur à la date d'émission indique que la contre-performance opérationnelle est beaucoup plus accentuée chez les entreprises émettrices les plus jeunes (1^{er} et 2^{ème} quartiles). Ce résultat est confirmé par le test de Kruskal-Wallis qui montre que la distribution des rentabilités économiques anormales est loin d'être identique dans chaque quartile. Nos résultats confirment ceux de Spiess et Affleck-Graves (1999) qui montrent que les émetteurs américains les plus jeunes affichent une contre-performance boursière à long terme qui est particulièrement élevée relativement aux moins jeunes.

La subdivision de notre échantillon en fonction du niveau de l'endettement pré-émission des émetteurs ne permet pas d'expliquer la différence entre les performances opérationnelles.

Par ailleurs, nos résultats ne permettent pas de tenir le *timing* des émissions d'OC pour responsable de la sous-performance opérationnelle des émetteurs sur la période (-1;+3). En effet, bien que les plus faibles performances post-émission soient enregistrées par les émetteurs ayant connu les meilleures performances pré-émission (4^{ème} quartile), nos résultats ne révèlent aucune différence statistiquement significative entre les différents groupes d'émetteurs.

Quant à l'émission d'actions antérieurement à l'offre d'OC, elle semble avoir une incidence notable sur la performance opérationnelle de la firme émettrice. Ainsi, les émetteurs d'OC ayant procédé à une ou plusieurs émissions d'actions durant les trois années précédant l'émission sont les plus concernés par la dégradation de la performance opérationnelle. Les valeurs prises par la statistique de Kruskal-Wallis confirment l'existence d'une différence statistiquement significative entre les performances des deux catégories d'émetteurs. Spiess et Affleck-Graves (1999) trouvent un résultat comparable dans leur étude de la performance boursière à long terme des émetteurs d'OC américains. En revanche, en étudiant la rentabilité économique à long terme des émetteurs, McLaughlin et al. (1998) ne sont pas parvenus à une conclusion similaire dans le même contexte.

Concernant le risque de l'émetteur, les résultats nous indiquent que les émetteurs du quatrième quartile affichent la performance médiane la plus basse. Cependant, cette dernière n'est statistiquement significative aux seuils conventionnels qu'en cas d'utilisation de la deuxième mesure de performance. Il convient aussi de noter que les distorsions de performance entre les quartiles ne sont pas statistiquement significatives. Ces résultats remettent en cause la validité des modèles qui expliquent l'émission d'OC par les entreprises anticipant une évolution favorable des résultats par la présence d'un risque potentiel de substitution d'actifs (Green, 1984) ou d'une asymétrie d'estimation du risque (Brennan et Kraus, 1987 ; Brennan et Schwartz, 1988).

S'agissant des variables inhérentes à l'émission (panel B), il est intéressant de noter que, quelque soit la mesure de performance considérée, nos résultats mettent en exergue une sous-performance médiane significative (Wilcoxon p -value = 0,01) et particulièrement élevée chez les émetteurs ayant une taille d'émission relativement importante (4^{ème} quartile). Les probabilités du test de Kruskal-Wallis sont inférieures au seuil critique maximum de 10%, indiquant que les quatre groupes d'émetteurs sont significativement hétérogènes au vu de leur performance opérationnelle. Ces résultats sont conformes, d'une part, aux anticipations des modèles de Fama et Miller (1972) et Miller et Rock (1985) et, d'autre part, aux résultats empiriques de Hansen et Crutchley (1990) et Bae et al. (2002).¹⁷

¹⁷ Les modèles de Fama et Miller (1972) et Miller et Rock (1985) prédisent que les entreprises ayant recours à un financement par une émission de titres (les OC par exemple) sous-performeront postérieurement à cette opération. Ils

De même, l'utilisation potentielle des fonds levés n'est pas sans conséquences sur la performance de l'émetteur. En effet, les entreprises ayant prévu d'injecter le produit de l'émission dans des projets d'investissement (internes ou externes) sont caractérisées par une contre-performance beaucoup plus prononcée que celles qui ont prévu de l'affecter à la consolidation de leur structure financière. La différence entre les deux groupes d'émetteurs est statistiquement significative au seuil de 1%. En revanche, les résultats issus de la division de notre échantillon en quartiles selon le niveau de la maturité ou encore de la prime de conversion de l'OC ne permettent pas de corroborer les implications du modèle théorique de Brennan et Kraus (1987), selon lequel une maturité (respectivement prime de conversion) élevée est synonyme d'un signal de qualité qui révèle la confiance des dirigeants à l'égard des perspectives futures de l'émetteur d'OC.

Enfin, le panel C reporte les résultats de la segmentation de la performance économique des émetteurs selon le caractère « froid » ou « chaud » de l'environnement de l'émission. Les résultats obtenus ne montrent aucune disparité significative entre la performance économique des deux groupes d'émetteurs.

Tableau 6 – Analyse en coupe transversale de la performance opérationnelle des émetteurs

| | | Mesure de performance 1 : Variation du ROA de l'émetteur ajustée pour l'effet sectoriel et l'effet de retour à la moyenne | | | | | Mesure de performance 2 : Variation du ROA de l'émetteur ajustée pour l'effet taille et l'effet de retour à la moyenne | | | | |
|--|----|--|-----------------------------|-------------------|------------------------------|----------------------|---|---------------------------|--------------|------------------------------|-------------------|
| | | Mé- (en%) | Wilcoxon <i>p</i> -value | % Posi- tif | Signe <i>p</i> - value | Krus- Wal- lis | Médi (en%) | Wilco- <i>p</i> -value | % Positif | Signe <i>p</i> - value | Kruskal Wallis |
| <i>Panel A: Variables caractérisant l'émetteur</i> | | | | | | | | | | | |
| (1) TAIL LE | Q1 | -5.47 | 0.03 | 30.00 | 0.12 | | - | 0.02 | 25.00 | 0.04 | 0.05 |
| | Q2 | -5.08 | 0.02 | 28.60 | 0.08 | | -2.05 | 0.60 | 47.60 | 1.00 | |
| | Q3 | -2.84 | 0.02 | 23.80 | 0.03 | | -1.52 | 0.33 | 38.10 | 0.38 | |
| | Q4 | -1.17 | 0.83 | 44.40 | 0.81 | 0.09 | -1.51 | 0.34 | 40.00 | 0.50 | |
| (2) MTO B | Q1 | -0.73 | 0.36 | 45.00 | 0.82 | | -1.82 | 0.18 | 35.00 | 0.26 | 0.00 |
| | Q2 | -4.71 | 0.01 | 16.67 | 0.00 | | -1.36 | 0.25 | 45.00 | 0.82 | |
| | Q3 | -1.43 | 0.44 | 35.00 | 0.26 | | 0.59 | 0.64 | 55.00 | 0.82 | |
| | Q4 | -9.94 | 0.00 | 27.27 | 0.05 | 0.13 | -9.97 | 0.00 | 18.18 | 0.00 | |
| (3) | Q1 | 0.59 | 0.96 | 61.11 | 0.48 | 0.00 | 1.46 | 0.43 | 55.56 | 0.81 | 0.00 |

(suite note page précédente) prévoient également que la performance post-émission sera négativement corrélée avec la taille de l'émission.

| | | | | | | | | | | | |
|--|------|-------|------|-------|------|------|--------|------|-------|------|-------|
| CROI SSAN CE | Q2 | 0.74 | 0.38 | 55.56 | 0.81 | | -0.16 | 1.00 | 50.00 | 0.81 | |
| | Q3 | -3.24 | 0.07 | 27.78 | 0.09 | | -4.84 | 0.00 | 11.11 | 0.00 | |
| | Q4 | -7.87 | 0.00 | 15.79 | 0.00 | | -9.26 | 0.00 | 10.53 | 0.00 | |
| ⁽⁴⁾ AGE | Q1 | -7.19 | 0.01 | 20.00 | 0.01 | | -8.51 | 0.01 | 20.00 | 0.01 | 0.00 |
| | Q2 | -3.26 | 0.02 | 16.67 | 0.01 | | -2.44 | 0.06 | 35.00 | 0.26 | |
| | Q3 | -1.68 | 0.60 | 47.62 | 1.00 | | -1.68 | 0.60 | 42.86 | 0.66 | |
| | Q4 | -1.31 | 0.24 | 38.10 | 0.38 | 0.05 | 0.64 | 0.70 | 52.38 | 1.00 | |
| ⁽⁵⁾ LEVI ER | Q1 | -3.55 | 0.05 | 27.27 | 0.06 | | -3.93 | 0.14 | 36.36 | 0.29 | 0.90 |
| | Q2 | -1.95 | 0.06 | 33.33 | 0.24 | | -2.44 | 0.15 | 30.00 | 0.12 | |
| | Q3 | -2.81 | 0.04 | 25.00 | 0.04 | | -0.72 | 0.34 | 45.00 | 0.82 | |
| | Q4 | -1.86 | 0.47 | 40.00 | 0.50 | 0.75 | -2.39 | 0.21 | 40.00 | 0.50 | |
| ⁽⁶⁾ TIMI NG | Q1 | -3.04 | 0.05 | 27.78 | 0.10 | | -0.35 | 1.00 | 50.00 | 0.81 | 0.17 |
| | Q2 | -2.48 | 0.04 | 22.22 | 0.03 | | -1.43 | 0.60 | 38.89 | 0.48 | |
| | Q3 | -2.32 | 0.21 | 33.33 | 0.24 | | -4.22 | 0.06 | 33.33 | 0.24 | |
| | Q4 | -4.57 | 0.01 | 26.32 | 0.07 | 0.74 | -5.80 | 0.04 | 36.84 | 0.36 | |
| ⁽⁷⁾ ACTI ONS | Non | -1.55 | 0.07 | 34.43 | 0.02 | | -1.63 | 0.01 | 41.27 | 0.21 | 0.01 |
| ⁽⁸⁾ RISQ UE | Oui | -3.23 | 0.05 | 21.05 | 0.02 | 0.07 | -7.19 | 0.00 | 26.32 | 0.07 | |
| | Q1 | -1.28 | 0.44 | 45.00 | 0.82 | | -1.43 | 0.24 | 40.00 | 0.50 | 0.15 |
| | Q2 | -4.30 | 0.00 | 14.29 | 0.00 | | -2.40 | 0.60 | 42.86 | 0.66 | |
| | Q3 | -2.43 | 0.13 | 31.58 | 0.17 | | -1.68 | 0.31 | 42.86 | 0.66 | |
| | Q4 | -5.44 | 0.15 | 35.00 | 0.26 | 0.44 | -7.19 | 0.01 | 25.00 | 0.04 | |
| <i>Panel B: Variables caractérisant l'émission</i> | | | | | | | | | | | |
| ⁽⁹⁾ TAIL LE EMIS SION | Q1 | -1.42 | 0.21 | 35.00 | 0.2 | | -0.47 | 0.56 | 50.00 | 0.82 | |
| | Q2 | -1.25 | 0.55 | 38.10 | 0.3 | | -1.97 | 0.55 | 38.10 | 0.38 | |
| | Q3 | -5.92 | 0.02 | 26.32 | 0.0 | | -1.48 | 0.49 | 40.00 | 0.50 | |
| | Q4 | -7.10 | 0.01 | 25.00 | 0.0 | 0.08 | -10.78 | 0.01 | 23.81 | 0.03 | 0.04 |
| ⁽¹⁰⁾ BUT | Fin. | -1.31 | 0.12 | 37.78 | 0.1 | | -1.55 | 0.24 | 40.43 | 0.24 | |
| | Inv. | -5.80 | 0.00 | 22.86 | 0.0 | 0.05 | -3.23 | 0.01 | 34.29 | 0.09 | 0.07 |
| ⁽¹¹⁾ PC | Q1 | -2.45 | 0.11 | 30.00 | 0.1 | | -1.99 | 0.29 | 45.00 | 0.82 | |
| | Q2 | -1.83 | 0.05 | 30.00 | 0.1 | | -5.27 | 0.05 | 35.00 | 0.26 | |
| | Q3 | -3.39 | 0.05 | 35.00 | 0.2 | | -2.48 | 0.08 | 25.00 | 0.04 | |
| | Q4 | -2.97 | 0.16 | 30.00 | 0.1 | 0.99 | -0.77 | 0.60 | 45.45 | 0.83 | 0.61 |
| ⁽¹²⁾ MAT URIT E | Q1 | -2.97 | 0.15 | 35.00 | 0.2 | | -2.68 | 0.02 | 23.81 | 0.03 | |
| | Q2 | -7.19 | 0.01 | 20.00 | 0.0 | | -2.81 | 0.16 | 38.10 | 0.38 | |
| | Q3 | -2.04 | 0.20 | 33.33 | 0.1 | | 0.53 | 0.97 | 52.38 | 1.00 | |
| | Q4 | -1.53 | 0.11 | 36.84 | 0.3 | 0.46 | -2.05 | 0.24 | 36.84 | 0.36 | 0.19 |
| <i>Panel C: Variable caractérisant l'environnement de l'émission</i> | | | | | | | | | | | |
| ⁽¹³⁾ CONT | Col | -2.41 | 0.04 | 34.3 | 0.11 | 0.70 | -2.23 | 0.07 | 37.50 | 0.2 | 0.977 |
| | Hot | -2.32 | 0.00 | 29.1 | 0.01 | 2 | -2.08 | 0.03 | 38.00 | 0.1 | |

N.B. : Le ROA est mesuré par le ratio EBIT/TA. La fenêtre d'événement retenue pour mesurer la performance est (-1;+3). Sauf indication contraire, les valeurs prises par les variables indépendantes ont été calculées sur la base des données des entreprises émettrices à la fin de l'année -1. (1) Total des actifs (Worldscope item #02999). (2) Capitalisation boursière (Worldscope item #08001) rapportée au total des capitaux propres (Worldscope item #05491). (3) Croissance du chiffre

d'affaires (Worldscope item #01001) entre l'année -2 et l'année -1. (4) Nombre d'années qui séparent la date d'immatriculation au registre de commerce de la date d'émission. (5) Total des dettes (Worldscope item #03255) moins les encaisses et équivalents (Worldscope item #02001), le tout divisé par le total des actifs (Worldscope item #02999). (6) Variation de la performance ajustée de l'émetteur entre l'année -1 et l'année -2. (7) Variable binaire valant 1 si l'émetteur avait procédé à une émission d'actions durant les trois années précédant l'offre d'OC (oui) et 0 autrement (non). (8) Volatilité historique annualisée estimée par le biais des rentabilités journalières durant les 250 jours de bourse précédant l'annonce de l'émission. (9) Produit brut de l'émission standardisé par le total des actifs. (10) Variable binaire valant 1 quand le but de l'émission est le financement d'un projet d'investissement (Inv) et 0 si le but de l'émission est de renforcer la structure financière de l'émetteur (Fin). (11) Ecart entre le prix de l'OC et la valeur de conversion rapporté à cette dernière. (12) Nombre d'années qui séparent la date de l'émission de la date d'échéance finale de l'OC. (13) Variable binaire qui prend la valeur 1 si l'offre d'OC a été réalisée pendant une période chaude (Hot) et 0 sinon (Cold). Pour identifier les périodes chaudes, nous avons adopté une méthodologie proche de celle appliquée par Bayless et Chaplinsky (1996) dans le contexte des émissions d'actions. Ainsi, dans un premier temps, nous avons ramené le montant de toutes les émissions réalisées (y compris celles qui ont été exclues de l'échantillon final, car ne répondant pas aux critères de sélection imposés) sur la période 1990-2002 de l'euro courant à l'euro constant en valeur 2002. Dans un deuxième temps, nous avons identifié les périodes chaudes comme étant celles qui ont connu des volumes annuels d'émission qui dépassent le volume annuel médian sur la période 1990-2002. En appliquant cette définition, nous avons pu identifier quatre périodes chaudes entre 1990 et 2002: 1990, 1993-1994 et 1999-2002. Q1, Q2, Q3 et Q4 désignent respectivement le premier, le deuxième, le troisième et le quatrième quartile.

Conclusion

L'objectif principal de cette étude empirique est d'évaluer la performance opérationnelle à long terme des entreprises émettrices d'OC en France.

En premier lieu, notre étude événementielle à long terme a montré que les entreprises françaises émettrices d'OC sous-performent d'une manière significative sur le plan opérationnel comparativement à leurs entreprises de contrôle durant la période post-émission. La robustesse de cette conclusion a été vérifiée par le recours à deux étalons différents et la mise en œuvre d'une panoplie d'indicateurs de performance suggérés par la littérature théorique et empirique. Ce résultat est concordant avec les conclusions des études réalisées dans le contexte américain, qui ont mis en relief les retombées néfastes des émissions d'OC sur les rentabilités économiques et commerciales à long terme des émetteurs. En revanche, à l'instar de Lee et Loughran (1998) pour les émetteurs américains, notre recherche n'a pas pu conclure à une surperformance opérationnelle significative des entreprises émettrices antérieurement à la levée des fonds sur le marché.

En second lieu, une analyse en coupe transversale est menée afin d'analyser la performance opérationnelle des émetteurs en tenant compte de trois groupes de variables caractérisant respectivement la firme émettrice, l'émission et les conditions de marché où cette dernière a eu lieu. Les résultats suggèrent que le niveau de la performance opérationnelle doit être mis en perspective par rapport à certaines caractéristiques intrinsèques à la firme émettrice, telles que sa taille et son âge, et d'autre part à certaines caractéristiques inhérentes à l'offre d'OC, à savoir sa taille relative et son but. En revanche, la performance opérationnelle de l'émetteur ne semble pas dépendre des conditions du marché des OC.

Dans la continuité de nos analyses et à la lumière des conclusions de Burlacu (2000) dans le contexte français et de Lewis et *al.* (2003) dans le contexte américain, qui montrent que la réaction du marché boursier aux annonces de financement par OC est conditionnée par le profil (action, mixte ou obligation) de ce produit financier, une extension potentielle du présent travail consisterait à vérifier dans quelle mesure la catégorisation des émetteurs en fonction du profil de l'OC modifierait nos conclusions sur la performance opérationnelle à long terme des émetteurs.

Une autre extension potentielle de cette étude serait d'identifier les facteurs explicatifs de la sous-performance des émetteurs en recourant à une analyse multivariée. Elle pourrait permettre, par son caractère multidimensionnel, de tenir compte d'éventuelles interactions entre les variables.

Bibliographie

- Abhyankar A. et Ho K. (2002), « Long-Run Abnormal Performance Following Convertible Preference Share and Convertible Bond Issues : New Evidence from the UK », *Working Paper*, Warwick Business School.
- Bae G., Jinho J., Huey-Lian S. et Tang A. (2002), « Stock Returns and Operating Performance of Securities Issuers », *Journal of Financial Research*, vol. 25, n° 3, p. 337-352.
- Barber B. et Lyon J. (1996), « Detecting Abnormal Operating Performance : The Empirical Power and Specification of Test Statistics », *Journal of Financial Economics*, vol. 41, n° 3, p. 359-399.

- Bayless M. et Chaplinsky S. (1996), « Is There a Window of Opportunity for Seasoned Equity Issuance? », *Journal of Finance*, vol. 51, n° 1, p. 253-278.
- Berger P., Ofek E. et Yermack D. (1997), « Managerial Entrenchment and Capital Structure Decisions », *Journal of Finance*, vol. 5, n° 24, p. 1 411-1 438.
- Brennan M. et Kraus A. (1987), « Efficient Financing under Asymmetric Information », *Journal of Finance*, vol. 42, n° 5, p. 1225- 1243.
- Brennan M. et Schwartz E. (1988), « The Case for Convertibles », *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 1, n° 2, p. 55-64.
- Brigham E. (1966), « An Analysis of Convertible Debentures : Theory and Some Empirical Evidence », *Journal of Finance*, vol. 21, p. 35-54.
- Broman K. (1963), « The Use of Convertible Subordinated Debentures by Industrial Firms 1949-1959 », *Quarterly Review of Economics and Business*, vol. 3, n° 1, p. 65-71.
- Burlacu R. (2000), « New Evidence on the Pecking Order Hypothesis : The Case of the French Convertible Bond Market », *Journal of Multinational Financial Management*, vol. 10, n° 3-4, p. 229-512.
- Cheng W., Visaltanachoti N. et Kesayan P. (2005), « A Stock Market Reaction Following Convertible Bond Issuance : Evidence from Japan », *International Journal of Business*, vol. 10, n° 4, p. 323-339.
- Elbadraoui K. (2007), « La performance boursière à long terme des émetteurs d'obligations convertibles : cas du marché français (1990-2001) », *Banque et Marchés*, n° 90, Septembre-Octobre, p. 16-33.
- Fama E. (1998), « Market Efficiency, Long Term Returns, and Behavioral Finance », *Journal of Financial Economics*, vol. 49, n° 3, p. 283-306.
- Fama E. et Miller M. (1972), *The Theory of Finance*, Holt, Rinehart and Winston.
- Garvey G. et Hanka G. (1999), « Capital Structure and Corporate Control : The Effect of Antitakeover Statutes on Firm Leverage », *Journal of Finance*, vol. 54, n° 2, p. 519-546.
- Green R. (1984), « Investment Incentives, Debt, and Warrants », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, n° 1, p. 115-136.
- Hansen R. et Crutchley C. (1990), « Corporate Earnings and Financings : An Empirical Analysis », *Journal of Business*, vol. 63, n° 3, p. 347-371.
- Hesterberg T., Monaghan S., Moore D., Clipson A. et Epstein R. (2003), *Bootstrap Methods and Permutation Tests*, W. H. Freeman.
- Hoffmeister R. (1977), « Use of Convertible Debt in the Early 1970s : A Reevaluation of Corporate Motives », *Quarterly Review of Economics and Business*, vol. 17, p. 23-32.

- Jensen M. (1986), « Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers », *American Economic Review*, vol. 76, n° 2, p. 323-329.
- 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, n° 3, p. 519-534.
- Kothari S. et Warner J. (2006), « Econometrics of Event Studies », in E. Eckbo, éd., *Handbook of Empirical Corporate Finance*, Elsevier-North-Holland.
- Lee I. et Loughran T. (1998), « Performance Following Convertible Bond Issuance », *Journal of Corporate Finance*, vol. 4, n° 2, p. 185-207.
- Lewis C., Rogalski R. et Seward J. (2001), « The Long-Run Performance of Firms that Issue Convertible Debt : an Empirical Analysis of Operating Characteristics and Analyst Forecasts », *Journal of Corporate Finance*, vol. 7, n° 4, p. 447-474.
- Lewis C., Rogalski R. et Seward J. (2003), « Industry Conditions, Growth Opportunities and Market Reactions to Convertible Debt Financing Decisions », *Journal of Banking and Finance*, vol. 27, n° 1, p. 153-181.
- Loughran T. et Ritter J. (1997), « The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings », *Journal of Finance*, vol. 52, n° 5, p. 1823-1850.
- Mansali H. (2005), « Les Performances Opérationnelles à Long Terme des Entreprises Françaises Émettrices d'Actions », *Finance Contrôle Stratégie*, vol. 8, n° 2, Juin, p. 207-235.
- Mayers D. (1998), « Why Firms Issue Convertible Bonds : the Matching of Financial and Real Options », *Journal of Financial Economics*, vol. 47, n° 1, p. 83-102.
- McLaughlin R., Safieddine A. et Vasudevan G. (1996), « The Operating Performance of Seasoned Equity Issuers : Free Cash Flow and Post-issue Performance », *Financial Management*, vol. 25, n° 4, p. 41-53.
- McLaughlin R., Safieddine A. et Vasudevan G. (1998), « The Long-Run Performance of Convertible Debt Issuers », *Journal of Financial Research*, vol. 21, n° 4, p. 373-388.
- Miller M. et Rock K. (1985), « Dividend Policy under Asymmetric Information », *Journal of Finance*, vol. 40, n° 4, p. 1031-1051.
- Myers S. et Majluf N. (1984), « Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do not Have », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, n° 2, p. 187-221.
- Pilcher J. (1955), « Raising Capital with Convertible Securities », *Michigan Business Studies*, n° 21/2, University of Michigan.
- Spiess K. et Affleck-Graves J. (1999), « The Long-Run Performance of Stock Returns Following Debt Offerings », *Journal of Financial Economics*, vol. 54, n° 1, p. 45-73.

Stein J. (1992), « Convertible Bonds as a Backdoor Equity Financing », *Journal of Financial Economics*, vol. 32, n° 1, p. 3-21.

Stulz R. (1990), « Managerial Discretion and Optimal Financing Policies », *Journal of Financial Economics*, vol. 26, n° 1, p. 3-27.

Annexe

Tableau 7 – Synthèse des études empiriques précédentes réalisées aux États-Unis

| Auteurs | Mesure de performance | Étalon | Période | Taille de l'échantillon | Performance | |
|----------------------------|---|---------------------------|-----------|-------------------------|--------------------|--------------------|
| | | | | | Pré-émission | Post-émission |
| Hansen et Crutchley (1990) | Rentabilité économique | Portefeuille de référence | 1975-1982 | 67 | ? | (-) ⁽¹⁾ |
| Mc Laughlin et al. (1998) | Rentabilité économique | Entreprise de contrôle | 1980-1993 | 828 | (+) ⁽²⁾ | (-) ⁽³⁾ |
| Lee et Loughran (1998) | Rentabilité économique Rentabilité commerciale | Entreprise de contrôle | 1975-1990 | 986 | (-) ⁽⁴⁾ | (-) ⁽⁴⁾ |
| Lewis et al. (2001) | Rentabilité économique Rentabilité commerciale | Entreprise de contrôle | 1979-1990 | 566 | (+) ⁽⁵⁾ | (-) ⁽⁵⁾ |
| Bae et al. (2002) | Rentabilité économique | Entreprise de contrôle | 1985-1990 | 77 | (+) ⁽⁶⁾ | (-) ⁽⁷⁾ |

N.B. : (1) La sous-performance moyenne des émetteurs sur la fenêtre (+1 ; +3) varie de 1,99% (significatif au seuil de 1%) à 2,08% (significatif au seuil de 1%) selon la méthodologie appliquée. (2) La sur-performance médiane est estimée à 0,4% sur la fenêtre (-2 ; -1). Ce résultat est significatif au seuil de 10%. (3) La sous-performance médiane est de l'ordre de 0,3% (significatif au seuil de 1%), 0,5% (significatif au seuil de 1%) et 0,2% (significatif au seuil de 10%) sur les fenêtres (-1; +1), (-1; +2) et (-1; +3) respectivement. (4) Les écarts de performances médians sont statistiquement significatifs au seuil de 1% sur toute la période de l'étude (de l'année -2 à l'année +4). (5) La significativité statistique dépend de l'indicateur de mesure de performance mis en œuvre. (6) Non significatif aux seuils de confiance habituels. (7) La sous-performance moyenne est estimée à 2% (significatif au seuil de 10%), 4% (significatif au seuil de 5%) et 3% (significatif au seuil de 10%) sur les fenêtres (0; +1), (0; +3) et (0; +5) respectivement.