

HEC MONTRÉAL

**Étude de la performance à long terme des firmes en détresse  
financière conduisant une offre publique d'échange**

**Par**

**Idris BANDALY**

Sciences de la gestion

(Finance)

*Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maîtrise  
ès sciences (M.Sc.)*

Février 2015

© Idris BANDALY, 2015

## SOMMAIRE

Nous étudions l'impact des offres publiques d'échange sur la performance à long terme des firmes en détresse financière. À l'aide d'un échantillon unique de firmes ayant effectué une offre publique d'échange entre 2000 et 2012, nous analysons cet impact selon la composition des offres ainsi que leur succès à court terme. D'une part, nous conduisons une étude d'événement à long terme en appliquant une méthodologie basée sur la construction de portefeuilles de référence. D'autre part, nous analysons les changements dans la performance opérationnelle des firmes autour de leur offre d'échange. Nous montrons que les offres publiques d'échange ont un impact positif autant sur la performance boursière que sur la performance opérationnelle des firmes en détresse financière au cours des deux années subséquentes. Au terme des 250 et 500 premiers jours suivant la renégociation, les firmes étudiées ont connu une performance cumulative supérieure en moyenne à celle de leur portefeuille de référence de l'ordre de 36.65% et 37.56% respectivement. Nous trouvons que les trois types d'offres d'échange ont un impact négatif sur les rendements des firmes étudiées. L'impact négatif est de plus grande ampleur pour les offres de fonds propres, suivi des offres de rachat au comptant et des offres de dette sénior et/ou sécurisée. Surprenamment, le taux de participation à l'offre d'échange, une mesure de son succès à court terme, a également un impact négatif sur la performance à long terme. Ce résultat nous porte à croire qu'une participation accrue des créanciers à la renégociation indique que la détresse financière est plus sévère qu'elle ne l'est reflétée par l'information publique disponible. Tandis qu'une poignée d'auteurs se sont intéressés à l'impact et au succès des offres d'échange à court terme, l'impact sur la performance à long terme selon la composition des offres restait un thème inexploré.

**Mots clés :** détresse financière, restructuration, renégociation, offre publique d'échange

## TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE.....	i
LISTE DES TABLEAUX.....	iv
LISTE DES FIGURES.....	v
REMERCIEMENTS.....	vi
1. INTRODUCTION.....	1
2. REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	7
2.1. ASPECTS LÉGAUX.....	7
2.2. LES OBSTACLES À LA RESTRUCTURATION PRIVÉE DE LA DETTE.....	8
2.2.1. LES PROBLÈMES DE COORDINATION ENTRE CRÉANCIERS.....	8
2.2.2. L'ASYMÉTRIE D'INFORMATION.....	9
2.2.3. LES CONFLITS D'INTÉRÊTS.....	11
2.3. AUTRES DÉTERMINANTS DU SUCCÈS D'UNE OFFRE D'ÉCHANGE.....	13
2.4. LA COMPOSITION DES OFFRES ET LA RÉACTION DU MARCHÉ.....	16
2.5. ÉTUDES ÉVÉNEMENTIELLES À LONG TERME.....	18
2.5.1. LES BENCHMARKS.....	18
2.5.2. LES MESURES DE LA PERFORMANCE ANORMALE.....	19
2.5.3. LES SOURCES DE BIAIS.....	19
2.6. ÉTUDES ÉVÉNEMENTIELLES : LE CAS DES FIRMES PRIVÉES.....	22
3. DONNÉES.....	23
4. HYPOTHÈSES ET VARIABLES.....	28
5. MÉTHODOLOGIE.....	33
5.1. IMPACT SUR LA PERFORMANCE BOURSIÈRE.....	33
5.1.1. RENDEMENTS ANORMAUX CUMULATIFS (CAR).....	34
5.1.2. RENDEMENTS ANORMAUX BUY-AND-HOLD (BHAR).....	34
5.2. MODÈLES DE RÉGRESSIONS.....	36
5.3. IMPACT SUR LA PERFORMANCE OPÉRATIONNELLE.....	37
6. ANALYSE DES RÉSULTATS.....	38
6.1. SUCCÈS À COURT TERME DES OFFRES D'ÉCHANGE.....	38
6.2. IMPACT SUR LA PERFORMANCE BOUSIÈRE.....	40
6.3. ANALYSE DE LA PERFORMANCE ANORMALE BOURSIÈRE.....	43

6.4. IMPACT SUR LA PERFORMANCE OPÉRATIONNELLE.....	51
7. CONCLUSION.....	57
ANNEXES .....	61
BIBLIOGRAPHIE .....	71

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1: Taille d'échantillon de travaux antérieurs portant sur les offres d'échange .....	24
Tableau 2: Répartition temporelle des offres d'échange et secteurs d'activité .....	25
Tableau 3: Firmes absentes du sous-échantillon.....	26
Tableau 4: Composition des offres d'échange.....	27
Tableau 5: Éventail de variables explicatives : sources et formules .....	32
Tableau 6: Taux de participation par type d'offre d'échange (%).....	38
Tableau 7: Éventail de variables explicatives – Sommaire statistique.....	39
Tableau 8: Performance anormale sur 5 fenêtres mesurée par les rendements anormaux cumulatifs (CAR) .....	41
Tableau 9: Performance anormale sur 5 fenêtres mesurée par les rendements anormaux capitalisés buy-and-hold (BHAR) .....	42
Tableau 10: Statistiques descriptives pour le modèle de régression final.....	45
Tableau 11: Régression des CAR et BHAR des fenêtres [-1, 250] et [-1, 500] par maximum de vraisemblance avec information limitée (LIML).....	47
Tableau 12: Changements dans la performance opérationnelle au cours des trimestres entourant les offres publiques d'échange .....	53
Tableau 13: Changements dans la performance opérationnelle trimestrielle selon le type d'offre d'échange.....	56
Tableau A1: Modèles de régression estimés par OLS et LIML avec les CAR [-1, 250] comme variable dépendante .....	62
Tableau A2: Coefficients VIF correspondant aux modèles de régression du tableau A1.....	63
Tableau A3: Matrice de corrélation entre les variables dépendantes et indépendantes.....	64
Tableau A4: Légende de la matrice de corrélation (Tableau A3) .....	65
Tableau A5: Régression des CAR et BHAR des fenêtres [-1, 250] et [-1, 500] par moindres carrés ordinaires (OLS) .....	66
Tableau A6: Régressions estimées par LIML avec transformation $\log(x/1-x)$ appliquée au taux de participation.....	67
Tableau A7: Régressions estimées par OLS avec transformation $\log(x/1-x)$ appliquée au taux de participation.....	68
Tableau A8: Coefficients VIF correspondant aux modèles de régression du tableau 11 .....	69
Tableau A9: Régression des CAR et des BHAR par LIML : suppression des variables non- significatives.....	70

## LISTE DES FIGURES

Figure 1: Évolution de la performance anormale quotidienne mesurée par les rendements anormaux cumulatifs moyens .....	41
Figure 2: Évolution de la performance anormale quotidienne mesurée par les rendements anormaux capitalisés moyens .....	42
Figure 3: Performance opérationnelle trimestrielle mesurée par le ratio EBITDA/Ventes observée autour des offres publiques d'échange .....	52
Figure 4: Performance opérationnelle trimestrielle mesurée par le ratio EBITDA/Actifs observée autour des offres publiques d'échange.....	52
Figure 5: Performance opérationnelle trimestrielle observée autour des offres publiques d'échange mesurée par le ratio EBITDA/Actifs ajusté à l'aide de firmes de contrôle.....	53

## **REMERCIEMENTS**

Je remercie mon directeur de mémoire, M. Pascal François, pour ses conseils et son soutien tout au long de ma recherche. Je tiens également à remercier M. Mohamed Jabir pour son aide lors du traitement de mes données au LACED de même que l'ensemble des professeurs de HEC Montréal pour leur contribution à mon développement intellectuel.

Je remercie le Conseil de recherches en sciences humaines ainsi que le Fonds de recherche du Québec – Société et Culture qui, par leur soutien financier, m'ont permis de me consacrer pleinement à la rédaction de ce mémoire.

# 1. INTRODUCTION

Tel que noté par Gilson, John et Lang (1990), l'édition du 25 octobre 1988 du Wall Street Journal soulignait que les entreprises, avec la montée en popularité des LBO, devenaient beaucoup trop endettées. Si une crise devait survenir, le nombre de défauts risquait alors d'être sans précédent. Cette préoccupation s'est avérée être bien fondée, car en 2008 et 2009, Moody's a recensé 103 et 265 compagnies ayant fait défaut sur un total de 280.9 et 330 milliards de dollars de dette respectivement<sup>1</sup>.

Une crise financière n'est cependant pas l'unique facteur pouvant causer la détresse financière. Bien que cette dernière puisse être entraînée par la détérioration de la solvabilité d'une entreprise, comme c'est souvent le cas lors d'une crise majeure, il arrive que des firmes en santé, dont la rentabilité à long terme n'est pas remise en question, se retrouvent momentanément en détresse financière. L'état de détresse peut tout simplement émaner d'une mauvaise décision de financement.

Selon Hotchkiss, John, Mooradian et Thorburn (2008), une firme est en détresse financière lorsque, à un moment donné, ses actifs à court terme, aussi appelés actifs liquides, ne suffisent pas à couvrir ses obligations à court terme. Une obligation financière peut être un paiement à une ou plusieurs classes de créanciers, mais également à un fournisseur ou des employés. Les actifs liquides comprennent la trésorerie ainsi que les autres titres ou instruments pouvant être facilement convertis en argent comptant.

Lorsqu'elle se retrouve en détresse financière, l'entreprise doit tenter de restructurer sa dette, c'est-à-dire remplacer son contrat de dette actuel par un nouveau contrat lui permettant d'alléger ses obligations financières périodiques. Il arrive fréquemment que les paiements de capital et/ou d'intérêts soient réduits ou que la maturité du contrat soit allongée.

La renégociation de la dette peut se faire de manière privée avec les créanciers ou sous la protection de la Cour lors de la procédure de faillite. Selon Gilson, John et Lang (1990), les actionnaires, tout comme les créanciers, bénéficient d'une restructuration privée tant que les coûts de ce mode de résolution sont inférieurs à ceux

---

<sup>1</sup> Moody's 2010 Corporate Default and Recovery Rates Report, page 2

généralisés par le processus de faillite. Plus la différence des coûts entre les deux méthodes de résolution est élevée, plus les ayants-droits sont incités à renégocier au privé. Tel que souligné par Haugen et Senbet (1978, 1988), comme la procédure de faillite est très coûteuse et que ces coûts sont supportés par les créanciers, ceux-ci devraient accepter une réduction du fardeau fiscal d'au plus égal aux coûts reliés à la faillite. Par ailleurs, Chatterjee, Dhillon, et Ramirez (1995) montrent que le choix d'une firme quant à la restructuration de sa dette au privé ou sous la protection de la Cour dépend conjointement du problème de coordination potentiel entre ses créanciers, de la structure de sa dette et de la sévérité de son problème de liquidité.

Depuis 1939, les firmes procédant à une restructuration de leur dette sont soumises au *Trust Indenture Act*. Selon le règlement, une firme ne peut pas modifier les clauses principales d'un contrat (montant nominal, taux d'intérêt, maturité) sans le consentement de la totalité des détenteurs de l'obligation. Comme la modification de ces clauses est critique afin de résoudre la détresse financière, les chances de succès d'une renégociation de la dette sont très minces, car les créanciers possèdent tous un droit de veto. Pour cette raison, la renégociation de la dette publique prend le plus souvent la forme d'une offre publique d'échange.

Selon Moody's (2000), pour qu'une restructuration soit classée comme une offre d'échange, il faut que la firme offre aux créanciers de nouveaux titres de dette ou un ensemble de titres pouvant contenir de fonds propres, des actifs et/ou de l'argent comptant, permettant de réduire l'obligation fiscale pour la firme. Il faut également que la firme soit qualifiée comme étant en état de détresse financière, c'est-à-dire que l'échange soit effectué dans le but d'éviter la faillite ou un défaut de paiement.

En tentant une offre publique d'échange, l'entreprise se heurte à plusieurs obstacles. Selon l'étude de Hotchkiss, John, Mooradian et Thorburn (2008), les principaux sont l'asymétrie d'information entre les créanciers publics mal informés et les gestionnaires entourant la valeur des titres offerts lors de l'échange, les conflits d'intérêts entre les différentes classes de créanciers émanant de leurs différents rangs de priorité et le plus important : le problème du *hold out*. En effet, la participation à l'offre d'échange n'étant pas obligatoire, les créanciers sont individuellement incités à être passager clandestin. En ne participant pas à l'offre d'échange, ils conservent leurs titres aux termes plus avantageux et profitent d'une amélioration de la situation financière de la firme suite au

succès de la restructuration de sa dette. Le coût de la restructuration est alors entièrement assumé par les créanciers qui ont participé à l'offre d'échange. Une analyse plus approfondie des obstacles et des facteurs de succès de la restructuration privée suivra dans la revue de la littérature.

Dépendamment du type de titres composant l'offre d'échange, l'importance de ces freins au succès de la renégociation sera différente. Il existe trois principaux types d'offres. Le premier consiste en un échange de titres de rang de priorité supérieur par rapport à celui des titres originaux. Une telle offre réduit significativement le problème du *hold out*, mais ne réduit que très peu le montant de dette à payer (Hotchkiss, John, Mooradian, Thorburn (2008)). De plus, les émissions de dette passées contiennent souvent une clause interdisant l'émission future de titres séniors (Lehn et Poulsen (1989)). Le second type d'offre d'échange consiste en une offre de titres de même rang de priorité que les titres actuels pouvant être jumelés avec des fonds propres et/ou de l'argent comptant. Ce type d'offre peut être durement frappé par le problème du *hold out*, mais la firme peut utiliser la menace de retrait des clauses optionnelles et restrictives rattachées aux titres originaux pour inciter l'échange. Le dernier type d'offre consiste en une émission de fonds propres en échange des titres de dette. Bien que cette solution soit la meilleure en termes de réduction de la pression financière, elle n'est pas favorablement accueillie par le marché, qui s'attend généralement à ce qu'une firme propose des actions lorsque celles-ci sont surévaluées (Lie E., Lie H. J. et McConnell (2001)). Les offres fonds propres devraient donc être considérées en dernier recours et par des firmes qui tentent désespérément d'éviter la faillite (Altman et Karlin (2009)).

Le succès de la restructuration privée de la dette sous forme d'offre publique d'échange est une problématique vastement explorée dans la littérature financière. Jusqu'à très récemment, les chercheurs utilisaient une mesure du succès à court terme très imprécise, soit une variable binaire prenant la valeur « 0 » si la firme annule l'offre ou si elle fait faillite avant sa date d'expiration, et la valeur « 1 » si une portion de la dette est rapatriée suite à des échanges. Brown, James et Mooradian (1993) et Bedendo, Cathcart et El-Jahel (2010) en sont quelques exemples. Cependant, une mesure du succès beaucoup plus précise fut introduite par Danis (2012), soit le taux de participation, obtenu en divisant le montant nominal rapatrié par le montant nominal total en circulation à la date d'annonce de l'offre d'échange. Cette nouvelle mesure donne une

information plus précise sur le succès de la restructuration, car elle permet de distinguer les firmes qui réduisent leur dette de façon significative, de celles où la réduction n'est que marginale. Un taux de participation élevé est généralement associé à une réduction plus importante de la dette, améliorant davantage la situation financière de la firme.

Les offres publiques d'échange sont des événements d'importance majeure sur les marchés financiers. D'ailleurs, les annonces d'un tel événement ont un impact marquant sur le cours boursier des firmes concernées. Un outil amplement utilisé dans la littérature financière pour mesurer l'impact d'une décision corporative sur la performance des entreprises est l'étude d'évènement. Tel que décrit par MacKinlay (1997), l'objectif de cette dernière est d'analyser l'impact sur les prix d'une décision financière de la firme en testant la présence de rendements anormaux. L'observation de rendements anormaux significatifs sur une période prolongée signifie d'abord que les marchés ne sont pas totalement efficients, mais aussi que l'évènement transmet de l'information au marché au sujet de la valeur de la firme.

Tandis que les études d'évènements portant sur la performance post-faillite sont abondantes, très peu de chercheurs se sont penchés sur la performance de firmes conduisant des offres publiques d'échange. À ce jour, la plus complète est celle de Brown, James et Mooradian (1993). Ces derniers examinent l'information contenue dans les différents types d'offres publiques d'échange. Sachant qu'il existe de l'asymétrie d'information entre les créanciers externes et les gestionnaires de la firme, ils analysent l'impact de la composition des offres sur la performance boursière. En effectuant une étude d'évènement autour de l'annonce de l'offre publique d'échange (jours -1 et 0), ils trouvent que son impact à très court terme dépend de deux facteurs : le rang de priorité des titres offerts lors de l'échange (sénior, junior, fonds propres) et le type de créanciers ciblé (détenteurs de dette publique et/ou dette privée). D'autres auteurs ont également usé de la même méthodologie. Parmi ceux-ci, on retrouve notamment Lie E., Lie H. J. et McConnell (2001) qui se sont penchés exclusivement sur les offres de fonds propres, et Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1995) qui ont analysé le rendement anormal moyen le jour de l'annonce d'offres d'échanges n'impliquant que de la dette ou que des fonds propres.

Bien que ces études soient très instructives, elles se penchent toutes sur l'impact de l'annonce d'offres publiques d'échange à très court terme. Aucune d'entre elles n'analyse la performance à long terme des firmes ayant procédé à une offre d'échange. Des études d'événements à long terme ont pourtant déjà été conduites dans le cadre des firmes sortant de la faillite, notamment par Eberhart, Altman et Aggarwal (1999) et Goyal, Kahl et Torous (2003).

Il est clair que l'annonce d'une offre publique d'échange envoie un précieux signal aux investisseurs moins bien informés. Si le marché était efficient et incorporait entièrement l'information transmise par une telle annonce, les prix devraient s'ajuster rapidement suite à celle-ci. Le prix d'équilibre devrait entièrement révéler la valeur de la nouvelle information de manière non biaisée. Il ne devrait alors pas être possible d'observer une performance anormale sur une période prolongée. En réalité, la réaction du marché peut ne pas être entièrement complétée sur une courte période. Se pourrait-il que l'impact complet de l'annonce puisse même s'étendre sur plusieurs années? Tel que reconnu dans la littérature financière, la résolution de la détresse financière est parsemée d'obstacles. Il semble donc réaliste de croire que le marché puisse réagir de manière plutôt sceptique suite à l'annonce d'une restructuration sous forme d'offre publique d'échange, faisant en sorte que les prix s'ajustent graduellement au fil du temps.

À travers ce mémoire, nous examinerons d'abord le succès à court terme des offres d'échange selon leur composition. Pour y arriver, nous utiliserons la nouvelle mesure du succès proposée par Danis (2012). Nous tenterons ensuite d'évaluer l'impact des offres d'échange sur la performance à long terme en conduisant deux types d'études événementielles. La première consiste en une étude de la performance anormale boursière attribuable à l'offre d'échange au cours des deux années subséquentes. Pour cette étude, nous aurons recours à une méthodologie basée sur la construction de portefeuilles de référence. Nous tenterons ensuite de vérifier nos hypothèses quant à l'impact des différents types d'offres d'échange et du taux de participation sur la performance anormale à l'aide de régressions linéaires. Dans nos modèles, nous ajouterons non seulement des variables de contrôle dont l'impact sur la performance est reconnu à travers la littérature financière, mais également de nouvelles, qui permettent de mesurer le degré de sévérité de la détresse financière. Puis, afin de

pouvoir traiter l'ensemble des firmes de notre échantillon et non pas seulement les firmes publiques appartenant à l'univers CRSP, nous analyserons la significativité des changements dans la performance opérationnelle des firmes au cours de la même période. Finalement, nous serons en mesure de vérifier la compatibilité des deux volets, c'est-à-dire si la performance à long terme est liée au succès à court terme de l'offre d'échange.

La section 2 consiste en une revue de la littérature portant sur la renégociation de la dette publique des firmes en détresse financière. La section 3 fournit une description détaillée de notre échantillon. La section 4 présente nos variables ainsi que les hypothèses que nous tenterons de vérifier dans ce travail de recherche. La section 5 présente la méthodologie qui sera employée pour évaluer le succès des offres d'échange de même que leur impact sur la performance boursière et opérationnelle à long terme. La section 6 consiste en une analyse des résultats. La section 7 présente les conclusions de notre étude.

## 2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

### 2.1. ASPECTS LÉGAUX

Avant 1990, une firme procédant à une offre publique d'échange n'était pas fiscalement pénalisée, car l'échange était un événement exempt d'impôt, même si les nouveaux titres avaient une valeur combinée inférieure à celle des titres originaux. Mais depuis le début des années 1990, une réduction de la dette est un événement imposable, peu importe la situation financière de la firme. *L'American Recovery and Reinvestment Act* de 2009 est cependant venu soulager les firmes procédant à une restructuration privée de leur dette, en leur permettant le report du revenu provenant d'annulations de dette survenant en 2009-2010 à 2014, ainsi que son amortissement sur les cinq années suivantes. Bedendo et al. (2010) trouvent d'ailleurs que le nombre de restructurations privées a augmenté depuis l'introduction de *L'American Recovery and Reinvestment Act*.

Selon Altman et Karlin (2009), le nouveau code de faillite (*Bankruptcy Code*) de 2005 est également venu encourager les firmes à restructurer leur dette au privé. Celui-ci favorise davantage les créanciers, notamment en leur permettant de proposer leur propre plan de réorganisation après l'expiration de la période d'exclusivité. Les firmes sont ainsi davantage incitées à ne pas aller en procédure de faillite. En ajoutant à cela les importantes pertes nettes d'exploitation occasionnées par la crise, permettant aux firmes de compenser les hausses d'impôts issues des réductions de dette, il n'est pas surprenant d'observer un retour en force des offres publiques d'échange depuis 2008. En 2008 seulement, les offres d'échanges représentaient 59% du montant total des défauts en dollars, tandis que ce chiffre ne s'élève qu'à 10% pour la période 1984-2008<sup>2</sup>.

Lorsqu'une firme fait une offre publique d'échange, elle peut choisir de se conformer aux exigences générales du *Securities Act* de 1933 et remplir une déclaration d'enregistrement auprès de la *Securities and Exchange Commission*. Alternativement, elle peut choisir de répondre aux exigences de la Section 3(a)(9) du *Securities Act*, lui permettant de faire une offre publique d'échange sans déclaration d'enregistrement. Mooradian (2000) souligne qu'afin d'éviter les délais d'enregistrement pouvant conduire une firme à faire faillite prématurément, celle-ci choisira la deuxième

---

<sup>2</sup> Source : NYU Salomon Center Master Default Database

alternative pour gagner du temps. Cependant, la Section 3(a)(9) impose plusieurs restrictions, comme l'interdiction d'avoir recours à une banque d'investissement pour promouvoir les titres offerts en échange, ou encore l'interdiction de payer une commission à un courtier afin qu'il puisse solliciter des offres. La Section 3(a)(9) exige également que les nouveaux titres proviennent du même émetteur que les titres originaux.

## **2.2. LES OBSTACLES À LA RESTRUCTURATION PRIVÉE DE LA DETTE**

Tel que souligné par Hotchkiss, John, Mooradian et Thorburn (2008), les principaux obstacles auxquels se heurte une firme en tentant une restructuration privée de sa dette sont le problème du *hold out*, l'asymétrie d'information entre les créanciers publics et les gestionnaires et les conflits d'intérêts entre les différentes classes de créanciers.

### **2.2.1. LES PROBLÈMES DE COORDINATION ENTRE CRÉANCIERS**

De nombreux chercheurs se sont intéressés au problème du *hold out*, tels que James (1996), Gilson, John et Lang (1990), Gertner et Scharfstein (1991) et Hotchkiss, John, Mooradian et Thorburn (2008) pour en nommer quelques-uns.

Comme les détenteurs de dette publique sont souvent très nombreux et dispersés, ils ne peuvent pas coordonner leur action. De plus, la participation à l'offre d'échange n'étant pas obligatoire, les créanciers peuvent penser que leur action individuelle n'a que très peu d'impact sur la résolution de la détresse. Ils sont alors individuellement incités à être passager clandestin : ne pas participer à l'offre d'échange afin de conserver leurs titres aux termes plus avantageux et profiter d'une amélioration de la situation financière de la firme suite au succès de la restructuration de sa dette. Le coût de la restructuration est alors entièrement assumé par les créanciers qui ont participé à l'offre d'échange. Ainsi, bien qu'il soit dans l'intérêt de tous que la firme évite la faillite et améliore sa situation financière, le choix rationnel pour chaque créancier est de ne pas échanger ses titres. Sans moyen de coercition, l'offre publique d'échange peut être vouée à l'échec.

Il existe plusieurs moyens de coercition permettant de réduire les problèmes de coordination entre les créanciers. Tel que noté par Hotchkiss, John, Mooradian et Thorburn (2008), la firme peut offrir aux créanciers des titres ayant un rang de priorité

supérieur à celui des titres originaux. Les créanciers sont alors incités à participer à l'échange afin ne pas se retrouver avec un rang de priorité inférieur à ceux qui échangeront leurs titres. Cependant, ce moyen de coercition n'est pas la meilleure solution, car il ne réduit que très peu le montant de la dette à payer.

Outre la possibilité d'offrir des titres séniors, Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1995) indiquent que la firme peut appeler les créanciers qui participent à l'échange à voter en faveur de la suppression de clauses restrictives rattachées à l'obligation ciblée. Le *Trust Indenture Act* stipule que la modification de clauses secondaires requiert le consentement d'une majorité des détenteurs du contrat de dette. Si une majorité des créanciers vote ainsi, le titre défait de ses clauses restrictives perd de la valeur, et les créanciers qui ne souhaitent pas échanger leur titre sont alors incités à le faire. Ce moyen de coercition augmente significativement le taux de participation à l'offre d'échange, et son annonce engendre une réaction positive de la part du marché.

Dans la littérature financière, plusieurs variables de contrôle sont utilisées pour mesurer l'ampleur du problème du *hold out*. James (1996) utilise le nombre d'émissions d'obligations publiques en circulation, et trouve une relation négative entre le pourcentage de réduction de la dette publique et le nombre d'émissions d'obligations. Mann et Powers (2007) traitent du problème du passager clandestin et trouvent que les taux de participation à l'échange sont plus élevés lorsque les créanciers sont concentrés. Danis (2012) utilise le logarithme du nombre de transactions sur les 12 mois avant l'annonce de l'offre comme proxy pour la dispersion des détenteurs de titres obligataires. Il utilise également le nombre d'émissions d'obligations comme mesure de la concentration des créanciers. Dans son étude, il trouve que les firmes qui réussissent leur offre publique d'échange sont caractérisées par moins d'obligations en circulation et moins de dette bancaire sécurisée comparativement aux firmes qui échouent et vont en procédure de faillite.

### **2.2.2. L'ASYMÉTRIE D'INFORMATION**

La détresse financière est résolue dans un environnement d'information imparfaite et de divergence d'intérêts. Mooradian (2000) montre que 54% des offres d'échanges subissent des modifications de leurs termes; cela implique qu'il y a bel et bien des négociations entre la firme et ses créanciers sur les termes de l'échange. Aussi, 81% des

offres d'échange subissent un allongement du délai accordé aux créanciers pour échanger leurs titres. Cela implique que les créanciers ont de la difficulté à identifier la valeur des titres proposés en échange.

Dans son étude, Mooradian (2000) examine l'efficacité ainsi que la composition des offres publiques d'échange lorsqu'une banque d'investissement y participe. Cette dernière joue principalement le rôle de négociateur avec les créanciers au nom de l'entreprise. Il trouve que la participation d'une banque d'investissement contribue à réduire l'asymétrie d'information entre la direction et les détenteurs de dette publique entourant la valeur des titres offerts par la firme. Une firme ayant recours à une banque d'investissement devrait alors pouvoir proposer des titres plus difficiles à évaluer tel que d'autres titres de dette junior ou des actions ordinaires, diminuant ainsi directement le niveau d'endettement. D'après ses résultats, les offres d'échange où une banque d'investissement joue le rôle d'intermédiaire sont caractérisées par une réduction beaucoup plus significative de la dette de la firme (réduction de 42% contre 0% en moyenne), ainsi que par significativement moins de dette sénior offerte aux créanciers en échange de leur titres (44% des transactions contre 77% en moyenne). Il trouve effectivement une relation négative entre la dette sénior offerte par dollar de dette junior rapatriée et la participation d'une banque d'investissement.

Pagratis (2005) examine les conditions de réussite des offres publiques d'échange en asymétrie d'information, ainsi que le rôle de la dette bancaire lors de la renégociation de la dette publique. Il montre que l'action d'un créancier majeur, comme une banque, facilite la coordination des créanciers plus petits, comme les détenteurs de dette obligataire. Si la banque choisit de restructurer, les créanciers plus petits sont incités à faire de même, car ils considèrent que la banque est un acteur bien informé leur signalant que la valeur des titres offerts en échange est plus élevée que la valeur de liquidation de la firme. La banque influence donc l'action et les croyances des petits créanciers, augmentant l'efficacité de la restructuration de la dette. La participation d'un prêteur bancaire augmente donc les chances de réussite de l'offre publique d'échange et facilite la résolution de la détresse.

James (1996) analyse l'impact des concessions de la part des prêteurs bancaires. Il trouve que lorsque la banque accepte de réduire le montant de dette qui lui est dû, les créanciers publics sont d'autant plus incités à participer à l'offre d'échange, et les

chances que le taux de participation minimal soit atteint sont plus élevées (93% contre 80% si la banque ne fait pas de concession). Les offres d'échange accompagnées d'une concession de la part d'une banque sont également caractérisées par une réduction beaucoup plus significative de la dette publique de la firme, ainsi que par significativement moins de dette sénior offerte aux créanciers en échange de leur titres. Les firmes offrent des titres séniors dans le but de réduire le problème du *hold out*, mais ce dernier devient moins important lorsqu'une banque accepte de faire une concession; il n'est donc plus autant nécessaire d'offrir des titres séniors.

Tel que résumé par Mooradian et Ryan (2004), les banques d'investissement jouent un rôle important dans la certification des titres offerts en échange, réduisant l'asymétrie d'information. Les banques commerciales facilitent la coordination des créanciers publics, réduisant le problème de « hold-out ».

À travers la littérature financière, les opinions sont cependant très mitigées concernant l'impact de la dette bancaire sur le succès des offres d'échange. Gilson, John et Lang (1990) montrent que plus le ratio de la dette bancaire par rapport au passif total est élevé, meilleures sont les chances de succès de la renégociation privée de la dette. Gertner et Scharfstein (1991) soutiennent également que la participation d'une banque dans la restructuration de la dette réduit le problème de *hold out*. Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1996) ne sont cependant pas de cet avis, indiquant que les firmes qui font faillite ont une proportion de dette bancaire par rapport leur dette à long terme significativement plus élevée que celles qui renégocient leur dette au privé. De même, Asquith, Gertner et Scharfstein (1994) trouvent que les firmes avec davantage de dette privée sécurisée sont plus susceptibles d'entrer en procédure de faillite. Bedendo, Cathcart et El-Jahel (2010) confirment également que les firmes qui vont en procédure de faillite ont une proportion plus grande de dette sécurisée et une structure de dette simple où la dette bancaire en représente une majeure partie.

### **2.2.3. LES CONFLITS D'INTÉRÊTS**

Gilson, John et Lang (1990) notent que plus le nombre de classes de créanciers est élevé, plus faibles sont les chances de succès de la renégociation, car il sera d'autant plus difficile de proposer un plan de restructuration équitable aux yeux de toutes les

différentes classes. La renégociation est donc plus facile lorsque les créanciers sont concentrés.

Par ailleurs, Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1996) trouvent que les firmes qui font faillite ont des proportions de dette bancaire et de comptes à payer par rapport à leur dette à long terme significativement plus élevés que celles qui renégocient leur dette au privé. Comme la dette bancaire est généralement sénior et sécurisée, elle a plus de chances d'être recouverte lors de la procédure de faillite. De même, la dette commerciale, représentée par les comptes à payer, est très difficilement négociable, et sa présence en grande proportion peut réduire les chances de succès d'une restructuration privée de la dette.

Mais encore, Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1996) utilisent la composition des contrats de dette publique pour mesurer le problème de coordination des créanciers. Ils trouvent que la dette sénior représente 37% de la dette publique des firmes faisant faillite, tandis que ce ratio ne s'élève qu'à 29% pour les firmes procédant à une offre publique d'échange. Ce résultat indique que la présence de créanciers séniors accentue le problème du *hold out*, car ces derniers peuvent être moins incités à renégocier les termes de leur contrat s'ils estiment que la restructuration profitera par la suite aux créanciers juniors.

Certaines autres variables de contrôle sont utilisées dans la littérature pour mesurer l'ampleur des conflits d'intérêts. Par exemple, Asquith, Gertner et Scharfstein (1994) trouvent que lorsqu'une firme en détresse a une dette privée sécurisée et compte de nombreuses émissions de dette publique, les chances de succès de sa restructuration privée sont plus faibles.

Outre les conflits d'intérêts entre les différentes classes de créanciers émanant de leurs rangs de priorité différents, les créanciers qui bénéficient d'une protection sous la forme d'un CDS (*credit default swap*) peuvent également représenter un obstacle à la renégociation de la dette.

Hu et Black (2008) ont formulé l'hypothèse selon laquelle les détenteurs de dette publique assurés par un CDS, appelés les *empty creditors*, sont incités à forcer la firme à faire faillite plutôt que de se soumettre à une renégociation de la dette, dans le but de se faire rembourser sous la protection du CDS. Ils sont donc un obstacle lors de la

renégociation de la dette au privé. L'entreprise doit alors proposer des conditions beaucoup plus favorables aux créanciers non assurés pour les inciter à participer à l'offre d'échange. En somme, les créanciers assurés par CDS sont équivalents au problème de *hold out*. Leur hypothèse fut rejetée par Bedendo, Cathcart et El-Jahel (2010). Ces derniers utilisent cependant une mesure de succès très imprécise, soit une variable binaire indiquant un succès si la restructuration est faite au privé et un échec si la firme va en procédure de faillite. Danis (2012) s'est alors penché sur la question en utilisant une mesure du succès beaucoup plus précise : le taux de participation à l'offre d'échange. Avec cette méthode, il confirme la théorie de Hu et Black (2008) : le taux de participation moyen à l'offre d'échange lorsque les créanciers sont assurés par CDS est inférieur de 29 points de pourcentage à la moyenne inconditionnelle, soit 54%. La présence de créanciers assurés par un CDS entraîne ainsi une réduction moins importante de la dette et une hausse du risque de défaut.

Suivant l'étude de Danis (2012), Narayanan et Uzmanoglu (2012) ont étudié le comportement de la firme lors de la restructuration en présence de créanciers assurés par un CDS. Ils montrent que, bien que les *empty creditors* résistent à la renégociation de la dette, les firmes étudiées parviennent tout de même à améliorer leur situation financière de manière équivalente à celle de firmes de contrôle. Pour contrecarrer les créanciers assurés, l'offre d'échange est exécutée de manière stratégique, en renégociant avec les créanciers juniors non assurés de manière disproportionnée. En restructurant une proportion plus importante de la dette junior et en offrant davantage de concessions aux créanciers juniors, ces derniers bénéficient d'une redistribution de richesse au détriment de la firme.

### **2.3. AUTRES DÉTERMINANTS DU SUCCÈS D'UNE OFFRE D'ÉCHANGE**

En plus des variables de contrôle servant à mesurer les problèmes d'asymétrie d'information, du *hold out* et des conflits d'intérêts, la littérature financière propose plusieurs autres déterminants significatifs du succès d'une offre d'échange.

Gilson, John et Lang (1990) montrent que la restructuration privée a plus de chances d'être un succès lorsque les actifs sont intangibles en plus grande proportion. En effet, la valeur des actifs intangibles est susceptible d'être fortement réduite lors de la faillite à travers des « *fire sales* » ou suite à une chute de la demande du côté des consommateurs.

Ainsi, comme la faillite est relativement plus coûteuse pour les firmes ayant davantage d'actifs intangibles, ces firmes sont incitées à restructurer leur dette au privé. Dans le même ordre d'idée, Asquith, Gertner et Scharfstein (1994) trouvent que les firmes avec davantage de dette privée sécurisée sont plus susceptibles d'entrer en procédure de faillite. Selon eux, la dette sécurisée peut indiquer une proportion plus faible d'actifs intangibles, diminuant ainsi les coûts de la faillite.

Dans leur étude sur le taux de recouvrement des créanciers, Franks et Torous (1994) trouvent que celui-ci est positivement corrélé avec la performance générale de l'économie, mesurée par l'index CRSP équipondéré, et négativement corrélé avec la proportion d'actifs vendus, mesurée par la moyenne des montants annuels d'actifs vendus sur la durée de la renégociation en pourcentage de la valeur de la firme. Ces deux variables semblent très pertinentes pour mesurer la sévérité de la détresse financière. Ils constatent également que les firmes dont l'offre d'échange est un succès sont caractérisées par une meilleure solvabilité, mesurée par le *market leverage ratio* (valeur aux livres de la dette sur la somme de celle-ci et de la valeur marchande des fonds propres) ainsi qu'une meilleure liquidité, mesurée par le *current ratio* (actifs à court terme sur passifs à court terme) à la fin de l'année fiscale précédant le défaut. Ils formulent alors une hypothèse selon laquelle les créanciers des firmes dont l'offre est un succès appliquent une meilleure surveillance et forcent la restructuration lorsque la solvabilité et la liquidité sont à de meilleurs niveaux. Ils trouvent également que les firmes qui réussissent leur restructuration privée connaissent une meilleure performance boursière avant la restructuration.

Toujours autour de l'incidence de la performance passée, Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1995, 1996) notent que les firmes qui échouent leur restructuration privée sont caractérisées par une faible performance opérationnelle, un haut levier et des problèmes de coordination chez les créanciers. Ils utilisent la performance passée de la firme, mesurée par ses flux de trésorerie opérationnels moyens (EBITDA/actifs et EBITDA/ventes) sur les trois années précédant la restructuration pour identifier son niveau de détresse économique. Ils trouvent que les firmes en détresse qui effectuent une restructuration privée de leur dette sous forme d'offre d'échange ont une

performance passée significativement supérieure à celles qui vont en procédure de faillite. Ces firmes semblent donc avoir de meilleures perspectives économiques.

Outre le niveau de détresse économique, il est clair que la sévérité du problème de liquidité d'une firme a un impact sur ses chances de réussir sa restructuration privée. Pour quantifier le problème de liquidité, Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1996) utilisent le ratio de la portion court terme de la dette long terme par rapport aux actifs totaux. Bedendo, Cathcart et El-Jahel (2010) trouvent que les firmes qui font faillite ont un levier et des ratios de dette à court terme plus élevés.

Nous présentons finalement les variables de contrôle utilisées dans de plus récents travaux et ayant une incidence significative sur le succès des offres publiques d'échange.

Hotchkiss, John, Mooradian, Thorburn (2008) trouvent que les déterminants significatifs du succès de la renégociation de la dette au privé sont les coûts de faillite directs, les actifs intangibles, le levier, les liquidités à court-terme et la structure de la dette.

Par ailleurs, pour expliquer le succès des offres publiques d'échange, mesuré par une variable binaire, Bedendo, Cathcart et El-Jahel (2010) utilisent les variables de contrôle suivantes : la taille (logarithme des actifs), le levier (dette totale sur actifs totaux), le revenu opérationnel (EBITDA sur actifs totaux), le ratio de la dette non-sécurisée sur la dette totale, le ratio de la dette à court terme sur la dette totale, une variable binaire indiquant si l'offre a lieu après l'adoption du *Recovery Act*, une variable binaire indiquant si les créanciers publics peuvent être assurés par un CDS et le nombre de classes de créanciers.

De son côté, Danis (2012) mesure le succès des offres d'échange par leur taux de participation. Ses variables explicatives sont une variable binaire indiquant si les créanciers qui détiennent l'obligation ciblée par l'échange pouvaient acheter un CDS, le logarithme du temps restant avant la maturité de l'obligation en années, le logarithme du montant d'obligations en circulation, le logarithme du nombre de transactions sur l'obligation ciblée durant les 12 mois précédents l'offre d'échange, des variables binaires indiquant si l'obligation est sécurisée ou sénior, le nombre d'émissions d'obligations ciblées par l'offre d'échange, le logarithme des actifs totaux et le levier.

## 2.4. LA COMPOSITION DES OFFRES ET LA RÉACTION DU MARCHÉ

Dans leur étude sur les modes de résolution de la détresse financière, Franks et Torous (1994) divisent les créanciers en 6 catégories parmi lesquelles figurent les détenteurs de dette junior (incluant la dette convertible junior et sénior) et les détenteurs de dette sénior (incluant la dette sénior subordonnée). Avec un échantillon de 45 offres d'échanges (1983-1990), ils trouvent que les créanciers séniors reçoivent majoritairement de l'argent (29%) et d'autres titres séniors (38%) et en moins grande proportion des actions ordinaires (13.25%), privilégiées (15.88%) et de la dette junior (1.7%). Par ailleurs, les créanciers juniors reçoivent majoritairement des actions ordinaires (67%), ainsi que d'autres titres de dette junior (13,15%), de la dette sénior (11.30%), des actions privilégiées (3.31%) et de l'argent (2.25%) en moins grandes proportions.

Depuis le début des années 1990, une réduction de la dette est un événement imposable, peu importe la situation financière de la firme. Selon Altman et Karlin (2009), une firme solvable devrait ainsi être beaucoup moins incitée à offrir des fonds propres en échange de la dette, car une réduction de son levier pourrait se traduire par une hausse significative de ses impôts. Les offres d'échange de fonds propres contre de la dette devraient donc être considérées en dernier recours, par des firmes qui tentent désespérément d'éviter la faillite, ou qui ont suffisamment de crédits fiscaux déficitaires provenant d'une perte nette d'exploitation pour compenser la hausse d'impôt entraînée par l'échange.

Dans leur analyse de l'impact de la composition des offres d'échange sur la performance de l'action des firmes, Brown, James et Mooradian (1993) soutiennent que les détenteurs d'obligations accepteront un paiement inférieur lors de la renégociation si la firme révèle que ses perspectives sont plutôt mauvaises. Ainsi, une firme ayant de moins bonnes perspectives concernant la résolution de sa détresse est incitée à transmettre cette information au marché de manière crédible, en offrant des fonds propres en échange des titres de dette. Par ailleurs, une firme avec de meilleures perspectives, pour ne pas être perçue comme une firme de mauvaise qualité, sera incitée à offrir des titres de dette séniors ou sécurisés. À travers leur étude événementielle à court terme, ils trouvent des rendements anormaux moyens positifs lorsque les firmes offrent de la dette sénior aux détenteurs d'obligations (+7.48%) et

négatifs lorsqu'un ensemble de fonds propres et des titres n'ayant pas un rang de priorité supérieur est offert aux créanciers publics (-7.41%).

Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1995) analysent également la réaction du marché suite à l'annonce d'une offre publique d'échange. Ils notent que l'annonce engendre une réaction négative sur le cours boursier ainsi que sur le prix des obligations touchées. Ils trouvent un rendement anormal moyen de -3.28% sur la période de l'annonce, en utilisant une fenêtre d'événement [-1, 0]. Ils notent cependant une importante différence sur l'amplitude de la réaction négative selon la composition des offres d'échanges. Le jour de l'annonce, le rendement anormal moyen est -1.91% pour les offres d'échanges n'impliquant que de la dette, tandis qu'il est de -6.24% pour celles n'impliquant que des fonds propres. Bien que ce chiffre soit impressionnant, l'annonce d'entrée en procédure de faillite engendre une réaction beaucoup plus négative, soit -12.19%.

Lie, Lie, McConnell (2001) étudient les offres d'échange où uniquement des fonds propres sont offerts en échange de titres de dette. Ils constatent que l'annonce de ce type d'offre entraîne une réaction négative du marché en moyenne. Selon eux, la réaction négative s'explique par le fait qu'une offre de fonds propres indique que la situation financière de la firme est plus fragile que ce qui était indiqué par l'information publique disponible. Cette hypothèse concorde avec la théorie traditionnelle du signal. Ils trouvent également que les firmes qui échouent leur offre d'échange ont significativement plus de chances de faire faillite dans les trois années suivantes. En effet, parmi les 19 firmes de leur échantillon qui échouent leur offre d'échange de fonds propres contre de la dette, 79% font faillite dans les 3 années suivantes, tandis que seulement 15% font faillite parmi les firmes qui réussissent l'offre d'échange. La réussite d'une offre d'échange de fonds propres contre de la dette semble significativement augmenter les chances d'éviter la faillite. La littérature montre une chute de la valeur du cours boursier d'environ 10% à 20% lorsqu'une firme entre en procédure de faillite; les actionnaires ont donc intérêt à ce que la restructuration privée soit un succès.

Concernant la théorie traditionnelle du signal, Rau et Vermaelen (1998) notent que les gestionnaires, étant mieux informés que le marché au sujet des perspectives à long terme de la firme, seront davantage incités à émettre des fonds propres et les offrir aux

créanciers publics lorsqu'ils estiment que la firme est surévaluée. S'ils considèrent que l'action est sous-évaluée, ils seront plutôt tentés d'offrir un ensemble d'obligations et de cash en échange des titres de dette actuels.

Finalement, Gilson, John et Lang (1990) montrent que le rendement de l'action le jour de l'annonce d'une renégociation de la dette est davantage négatif pour les firmes qui échouent leur restructuration privée et se retrouvent en procédure de faillite par rapport à celles qui améliorent leur situation financière. Le marché semble donc être capable d'identifier les firmes qui sont plus susceptibles de réussir leur restructuration privée.

## **2.5. ÉTUDES ÉVÉNEMENTIELLES À LONG TERME**

Contrairement aux études d'événements à court terme, les études à long termes sont sensibles au *benchmark* ou au modèle utilisé pour calculer les rendements normaux. Fama et French (1992) ont montré que le modèle de marché avec bêta ajusté était mal spécifié pour estimer les rendements à long terme, car celui-ci ne capture pas de manière significative les variations transversales dans les rendements boursiers moyens. Cependant, la taille et le ratio MTB expliquent conjointement une plus grande proportion de ces variations.

### **2.5.1. LES BENCHMARKS**

À travers la littérature financière, deux approches principales sont utilisées pour calculer les rendements anormaux : les firmes de contrôle et les portefeuilles de référence. Voici quelques exemples de leur application.

Ikenberry et al. (1995), Barber et Lyon (1997) et Rau et Vermaelen (1998) divisent d'abord l'ensemble des firmes du NYSE et de l'AMEX listées sur CRSP et COMPUSTAT en déciles sur la base de leur capitalisation boursière. Ces dix portefeuilles sont ensuite divisés en quintiles en ordonnant les firmes selon leur ratio MTB. Tous les mois, un total de 50 rendements moyens doit être calculé; ces derniers servent alors de *benchmark*.

Dans une approche similaire, Leshchinskii (2004) calcule les rendements anormaux à long terme relativement à un *benchmark* ajusté pour la taille, mesurée par la capitalisation boursière, et le ratio *market-to-book*. Pour construire le *benchmark*, elle

divise l'ensemble des firmes de l'univers CRSP en 100 portefeuilles à chaque mois de la période d'observation. Contrairement aux auteurs cités précédemment, les portefeuilles sont construits en classant les firmes selon leur taille et leur MTB simultanément. Selon elle, dû à un plus grand nombre de portefeuilles de référence, cette méthode permet une meilleure correspondance entre les firmes de l'échantillon et les firmes du portefeuille *benchmark* auquel elles sont associées.

Par ailleurs, dans leur étude de la performance des firmes émergeant de la faillite, Eberhart, Altman et Aggarwal (1999) utilisent la méthodologie des firmes de contrôle pour calculer les rendements anormaux. Ils identifient d'abord toutes les firmes ayant une capitalisation boursière variant entre 70% et 130% de celle de chacune des firmes de l'échantillon. Parmi les firmes retenues, celle ayant le ratio MTB le plus proche d'une firme de l'échantillon devient son *benchmark*.

### **2.5.2. LES MESURES DE LA PERFORMANCE ANORMALE**

Deux approches existent pour mesurer la performance anormale : les rendements anormaux cumulatifs (CAR) et les rendements anormaux *buy-and-hold* (BHAR).

Seiler et Chakornpipat (1997) montrent que les études d'événements où la méthodologie traditionnelle des rendements anormaux cumulatifs est utilisée pour mesurer la performance anormale produisent des résultats biaisés. Comme la dernière transaction quotidienne enregistrée peut être un ordre d'achat ou de vente, le prix de clôture peut être un prix *bid* ou un prix *ask*, déviant ainsi du « vrai » prix. Ils prouvent que, dû à une erreur de mesure causée par l'écart *bid-ask*, les rendements périodiques seront biaisés vers le haut lorsque ceux-ci sont calculés à l'aide des prix de clôture. Les rendements anormaux cumulatifs étant calculés en additionnant les rendements anormaux périodiques, plus l'horizon de l'étude est long, plus les résultats seront affectés par cette source de biais. Selon eux, la méthode *buy-and-hold* est mieux adaptée pour contrôler cette erreur de mesure, car elle suppose un investissement dans les firmes de l'échantillon seulement à la période initiale.

### **2.5.3. LES SOURCES DE BIAIS**

Selon l'étude de Barber et Lyon (1997), lorsque les rendements anormaux sont calculés à l'aide d'un portefeuille de référence lors d'une étude d'événement à long terme, la

statistique du t-test standard utilisée pour tester la significativité des rendements anormaux est très imprécise. Celle-ci entraîne le rejet de l'hypothèse nulle plus souvent que la théorie ne le prédit, c'est-à-dire que le t-test détecte une performance anormale alors qu'il n'y en a pas en réalité. Selon la mesure de performance anormale utilisée, soit les rendements anormaux cumulatifs (CAR) ou les rendements anormaux *buy-and-hold* (BHAR), trois biais potentiels peuvent expliquer l'imprécision du t-test standard. D'un côté, les CAR à long terme sont affectés par un biais de mesure, un biais issu des nouvelles inscriptions en bourse et un biais d'asymétrie. D'un autre côté, les BHAR sont eux aussi affectés par les biais des nouvelles inscriptions en bourse et d'asymétrie, mais également par un biais de rééquilibrage.

- Biais de mesure

Ce biais touche uniquement la performance anormale mesurée à l'aide des rendements anormaux cumulatifs (CAR). Barber et Lyon (1997) montrent que les CAR sont des estimateurs biaisés des rendements anormaux *buy-and-hold* à long terme (BHAR). Contrairement aux BHAR, les CAR ignorent l'effet de la capitalisation mensuelle, car ils sont simplement obtenus en sommant les rendements anormaux périodiques. Ainsi, lorsque les rendements d'une firme de l'échantillon sont plus volatils que ceux de son portefeuille *benchmark*, les CAR seront significativement supérieurs aux BHAR lorsque ces derniers sont inférieurs ou égaux à zéro.

- Biais issu des nouvelles inscriptions en bourse

Ce biais affecte les études d'événements à long terme. Certaines firmes qui constituent les portefeuilles de référence peuvent être de nouvelles firmes devenues publiques après la date d'événement de certaines firmes de l'échantillon. Ritter (1991) montre que les firmes qui deviennent publiques sous-performent le marché en moyenne. Barber et Lyon (1997) indiquent que cela peut conséquemment entraîner un biais positif dans le rendement anormal cumulatif moyen de la population.

- Biais d'asymétrie

Ce biais affecte également toutes les études d'événements à long terme. Il est reconnu à travers la littérature financière que la distribution des rendements

anormaux à long terme est caractérisée par une forte asymétrie positive. Cette asymétrie positive entraîne un biais négatif dans la statistique du t-test standard.

- Biais de rééquilibrage

Ce biais apparaît du fait que les rendements des portefeuilles *benchmark* sont calculés en supposant un rééquilibrage périodique, tandis que ceux des firmes de l'échantillon sont obtenus sans rééquilibrage. Dans chacun des portefeuilles, les titres qui ont battu la moyenne du marché sont vendus et ceux qui ont sous performé sont achetés. Barber et Lyon (1997) trouvent que le rééquilibrage mensuel entraîne une surévaluation du rendement des *benchmarks*, conduisant à un biais négatif dans les rendements anormaux.

Barber et Lyon (1997) montrent cependant que lorsque des firmes de contrôle sont utilisées comme *benchmark* pour calculer les rendements anormaux, les statistiques de test standards sont bien spécifiées. La raison est simple : cette méthodologie permet de corriger les biais d'asymétrie, de rééquilibrage et des nouvelles inscriptions. D'abord, le biais des nouvelles inscriptions en bourse disparaît, car chaque firme de contrôle est choisie de manière à être cotée en bourse sur toute la durée de l'étude d'événement de la firme de l'échantillon lui étant associée. Ensuite, le biais d'asymétrie est éliminé, car les firmes de contrôle sont tout autant susceptibles de produire de larges rendements positifs que les firmes de l'échantillon, produisant ainsi des rendements anormaux symétriques. Finalement, selon cette méthodologie, tous les rendements sont calculés sans rééquilibrage, éliminant ainsi cette source de biais.

Bien que l'utilisation de firmes de contrôle comme *benchmark* produise des statistiques du t-test standard bien spécifiées, cette méthodologie n'élimine pas le biais de mesure apparaissant lorsque les rendements anormaux cumulatifs sont utilisés pour mesurer la performance anormale. C'est pourquoi Barber et Lyon (1997) concluent que la méthode *buy-and-hold* devrait être privilégiée pour mesurer la performance anormale à long terme.

Par ailleurs, Lyon, Barber et Tsai (1999) montrent que lorsque le *benchmark* utilisé pour calculer les rendements anormaux est un portefeuille de référence ajusté pour la taille et le ratio MTB, il existe deux tests qui produisent des statistiques bien spécifiées

dans des échantillons aléatoires. La première méthode statistique est une version du t-test ajustée pour l'asymétrie (*bootstrapped skewness-adjusted t-test*) et la seconde est la procédure du *bootstrapping*, qui produit une distribution empirique des rendements anormaux cumulatifs servant à calculer des niveaux de significativité. En accord avec Rau et Vermaelen (1998), les biais d'asymétrie, des nouvelles inscriptions en bourse et de rééquilibrage n'affectent pas les niveaux de significativité (*p-values*) ainsi que la significativité statistique des résultats issus de la procédure de *bootstrapping*. Lyon, Barber et Tsai (1999) notent cependant que pour garantir de bons résultats, l'échantillon doit être aléatoire, c'est-à-dire que les firmes qui le composent ne doivent pas avoir une performance inhabituelle avant la date d'événement et ne pas être concentrées dans une industrie particulière.

Bref, la littérature financière propose essentiellement deux procédures principales pour conduire une étude événementielle à long terme qui produisent des statistiques de test bien spécifiées. La première est l'utilisation de firmes de contrôle, tout en testant la significativité des rendements anormaux à l'aide du t-test standard. La deuxième requiert la construction de portefeuilles de référence, puis l'utilisation de la procédure du *bootstrapping* ou d'un t-test ajusté pour l'asymétrie pour tester la significativité des rendements anormaux. Le choix de la mesure de la performance anormale à long terme demeure discrétionnaire.

## **2.6. ÉTUDES ÉVÉNEMENTIELLES : LE CAS DES FIRMES PRIVÉES**

Lorsqu'il s'agit d'analyser l'impact d'un choc ou d'une décision corporative sur la performance de firmes privées, les chercheurs utilisent principalement une mesure de la performance opérationnelle, soit le rendement des actifs, mesuré par le ratio entre le bénéfice avant impôts, intérêts et amortissement (EBITDA) et la valeur aux livres des actifs. Selon Bennedsen et al. (2007), cette mesure est préférable à celles basées sur le bénéfice net, car elle n'est pas affectée par des changements dans la structure de capital des firmes.

Entre autres, Huson et al. (2004) étudient l'impact d'un changement de gestionnaire sur la performance opérationnelle de la firme. Bennedsen et al. (2007) et Denis et Denis (1995) analysent la significativité des changements sur le ratio EBITDA/actifs autour de la mort et de la démission ou du départ à la retraite du CEO respectivement.

### 3. DONNÉES

Nous collectons manuellement un échantillon de firmes publiques et privées ayant effectué une offre publique d'échange entre 2000 et 2012. La méthodologie employée pour choisir les firmes est basée sur les récents travaux de Danis (2012) et Bedendo, Cathcart et El-Jahel (2010).

Nous commençons par identifier toutes les firmes ayant procédé à une offre publique d'échange, un « *Distressed Exchange* », entre 2000 et 2012 inclusivement. Cette information est disponible dans les rapports *Moody's Corporate Default and Recovery Rates* et *Compendium of Corporate Bond and Loan Defaults*.

Nous consultons ensuite les articles traitant de l'annonce de l'offre publique d'échange dans Factiva, et ne retenons que les firmes qui étaient véritablement en détresse financière au moment où elles ont procédé à la renégociation de leur dette. Lorsque les publications d'une firme ne sont pas répertoriées dans Factiva, nous consultons son rapport 10-K dans Bloomberg.

Pour certains émetteurs en bonne santé financière, les offres d'échange constituent une opportunité de réduire leur dette à un niveau optimal, affectant positivement la valeur de la firme. Nous ne nous intéressons pas à ces émetteurs, mais plutôt à ceux qui se trouvent dans un état de détresse financière et qui tentent, par la renégociation de leur dette publique, d'éviter la faillite ou de faire défaut sur un paiement de capital ou d'intérêts.

Nous retirons de l'échantillon les offres d'échange pour lesquelles aucune information n'est disponible dans Factiva ou Bloomberg. Nous éliminons également les offres d'échange impliquant le gouvernement, comme celles de GM et Chrysler. L'implication du gouvernement dans la restructuration privée peut influencer la réaction du marché. Cependant, comme ces offres sont peu nombreuses, nous ne pourrions pas tester efficacement la significativité des rendements anormaux qu'elles entraînent.

Si un émetteur effectue plusieurs offres d'échange ciblant la même obligation dans un intervalle inférieur à 6 mois, nous regroupons ces offres.

Finalement, nous retirons les offres d'échange ne ciblant que des obligations de type 144a. La règle 144a adoptée par la SEC en avril 1990 établit qu'une firme peut émettre

des titres de dette sous forme de placements privés, puis procéder à leur enregistrement par la suite. Ainsi, les obligations 144a émises dans le marché privé sont échangées, souvent à l'intérieur d'une période de 6 mois, contre des titres enregistrés identiques. Tel que souligné par Fenn (2000), comme les nouveaux titres plus liquides ont la même valeur que les originaux, il n'y a aucun problème de coordination au sein des créanciers, et le succès d'une telle offre, mesuré par son taux de participation, est invariable.

Nous obtenons un échantillon composé de 130 firmes ayant procédé à une ou plusieurs offres d'échange entre 2000 et 2012. Comme nous étudions une période plus longue qui couvre la récente crise financière, la taille de notre échantillon est relativement supérieure à celle des travaux antérieurs portant sur le même thème.

Tableau 1: Taille d'échantillon de travaux antérieurs portant sur les offres d'échange

Auteurs	Taille d'échantillon	Période d'étude
Gilson, John et Lang (1990)	80	1978-1987
Brown, James et Mooradian (1993)	35	1980-1990
Franks et Torous (1994)	45	1983-1988
Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1995)	46	1989-1992
James (1996)	68	1980-1990
Bedendo, Cathcart et El-Jahel (2010)	50	2008-2009
Narayanan et Uzmanoglu (2012)	76	2004-2011
Danis (2012)	80	2006-2011

Pour conduire notre première étude événementielle, qui consiste en une étude de la performance boursière anormale attribuable à l'offre d'échange, nous construisons un sous-échantillon composé uniquement des firmes dont le cours boursier est disponible durant les deux années suivant l'annonce. Pour ce faire, nous retirons de l'échantillon original les firmes privées ainsi que les firmes publiques qui ont fait faillite ou qui ont été acquises dont le cours boursier n'est plus disponible. Nous obtenons alors un sous-échantillon composé de 40 firmes.

Le tableau 2 fournit des statistiques sur la répartition temporelle des offres d'échange et sur le secteur d'activité des firmes étudiées. Nous constatons que les offres d'échange

sont concentrées autour de deux périodes. En effet, au cours de la période étudiée, plus de 15% des offres d'échange ont été effectuées lors des années 2001 et 2002. Sans surprise, nous observons un retour en force des offres d'échange lors de la crise financière, avec 53% des offres d'échange annoncées au cours des années 2008, 2009 et 2010. Par ailleurs, plus de la moitié des firmes de l'échantillon œuvrent dans le secteur des communications ou de la consommation cyclique. Les secteurs industriels (17.69%) et financiers (7.69%) représentent également plus du quart des firmes ayant conduit des offres d'échange sur la période étudiée.

Tableau 2: Répartition temporelle des offres d'échange et secteurs d'activité

	Échantillon global (N=130)		Sous-échantillon (N=40)	
<i>Année</i>	n	%	n	%
2012	8	6.15	2	5.00
2011	5	3.85	3	7.50
2010	11	8.46	1	2.50
2009	43	33.08	19	47.50
2008	15	11.54	1	2.50
2007	5	3.85	1	2.50
2006	5	3.85	0	0.00
2005	4	3.08	2	5.00
2004	4	3.08	0	0.00
2003	7	5.38	3	7.50
2002	10	7.69	4	10.00
2001	10	7.69	4	10.00
2000	3	2.31	0	0.00
<i>Secteur</i>	n	%	n	%
Consommation non-cyclique	6	4.62	0	0.00
Consommation cyclique	32	24.62	12	30.00
Matériaux	8	6.15	3	7.50
Communications	36	27.69	13	32.50
Utilitaires	4	3.08	0	0.00
Finance	10	7.69	4	10.00
Énergie	4	3.08	1	2.50
Industriel	23	17.69	5	12.50
Technologie	5	3.85	2	5.00
Diversifié	1	0.77	0	0.00
<i>Non disponible</i>	1	0.77	0	0.00

Tableau 3: Firmes absentes du sous-échantillon

<i>Raison de l'absence</i>	Firmes absentes du sous-échantillon (N=90)	
	n	%
Privée avant l'évènement	38	42.22
Acquise	6	6.67
Faillite	17	18.89
• Délistée	14	82.35
• Acquise	3	17.65
Information non disponible	29	32.22

Le tableau 3 indique la raison de l'absence des 90 firmes exclues de notre sous-échantillon. Parmi celles-ci, 38 étaient des firmes privées avant l'évènement, 6 ont été acquises au cours des deux années suivant la restructuration de leur dette et 17 ont fait faillite. Pour les 29 firmes restantes, l'information sur les prix n'était pas disponible dans notre base de données CRSP.

Nous avons ensuite recueilli dans Factiva et/ou dans les formulaires 10-K, pour chaque firme de notre échantillon, la date d'annonce de l'offre publique d'échange ainsi que le nombre d'émissions d'obligations ciblées par cette dernière. Afin de calculer les taux de participation, nous avons également récupéré les montants nominaux en circulation des titres visés par l'offre d'échange le jour de l'annonce ainsi que les montants échangés par les créanciers. Finalement, nous avons identifié la composition de chacune des offres d'échange, c'est-à-dire le type et le rang de priorité de l'ensemble des titres offerts par la firme en échange des titres originaux.

Le tableau 4 résume les différents types d'offres d'échange faites par les firmes de notre échantillon. Globalement, les offres de dette sont nettement plus nombreuses que les offres de fonds propres et de rachat au comptant sur la période étudiée. De plus, les titres séniors et/ou sécurisés représentent plus du deux-tiers des offres de dette. Notons que les proportions observées dans l'échantillon sont adéquatement reflétées dans le sous-échantillon. La différence entre les proportions est inférieure à 5 points de pourcentage dans tous les cas.

Tableau 4: Composition des offres d'échange

<i>Type d'offre d'échange</i>	Échantillon global (N=130)		Sous-échantillon (N=40)	
	n	%	n	%
Comptant	31	23.85	10	25.00
Fonds propres	19	14.62	7	17.50
Dette	80	61.53	23	57.50
• Sénior et/ou sécurisée	56	70.00	15	65.22

## 4. HYPOTHÈSES ET VARIABLES

Dans cette section, nous posons des hypothèses quant à la relation entre nos principales variables explicatives et la performance boursière et opérationnelle des firmes à long terme. Nous présentons également les variables de contrôle utilisées dans nos modèles de régression.

Tout d'abord, nous tentons de vérifier si le succès à court terme de l'offre d'échange, mesuré par son taux de participation, est un déterminant significatif de la performance boursière à long terme de la firme. Cette mesure, dont l'utilisation n'est que très récente dans la littérature financière, donne une information précise sur le succès de la restructuration, car elle permet de distinguer les firmes qui réduisent leur dette de façon significative, de celles où la réduction de dette n'est que marginale. Un taux de participation élevé est généralement associé à une réduction plus importante de la dette. Ainsi, un taux de participation plus élevé devrait entraîner une amélioration de la situation financière de la firme et une hausse significative de sa performance boursière à long terme.

**H1** : *Ceteris paribus*, la performance anormale boursière augmente avec le taux de participation à l'offre d'échange, une mesure de son succès à court terme.

Nous analysons ensuite l'impact de la composition des offres d'échange sur la performance boursière et opérationnelle à long terme de la firme. Les trois types d'offres auxquels nous nous intéressons sont l'offre de rachat au comptant, l'offre de fonds propres et l'offre de dette ayant un rang de priorité supérieur à celui de l'émission originale, soit la dette sénior et/ou sécurisée. Tel que noté par Brown, James et Mooradian (1993), Chatterjee, Dhillon et Ramirez (1995) et Lie, Lie et McConnell (2001), l'offre de fonds propres entraîne une réaction négative de la part du marché le jour de l'annonce. Il faut toutefois considérer que ce type d'offre, souvent considéré comme une solution de dernier recours dû à son grand coût informationnel, permet une réduction directe et beaucoup plus importante de la dette par rapport aux offres de titres obligataires. Ainsi, en entraînant une réduction significative de la pression financière, les offres de fonds propres pourraient se traduire par une hausse de la performance des firmes à long terme.

**H2a** : *Ceteris paribus*, l'impact de l'offre de fonds propres sur la performance anormale boursière est positif et de plus grande ampleur relativement aux offres de rachat au comptant et de dette sénior et/ou sécurisée.

**H2b** : En moyenne, le changement dans la performance opérationnelle suivant une offre de fonds propres est positif et de plus grande ampleur relativement aux offres de rachat au comptant et de dette sénior et/ou sécurisée.

Concernant les offres de dette sénior et/ou sécurisée, elles donnent lieu à une réaction mitigée de la part du marché à court terme selon les auteurs nommés précédemment. Bien qu'elles envoient un signal moins alarmant à propos de la situation financière de la firme, les offres de dette permettent une réduction moins importante du fardeau financier par rapport aux deux autres types d'offres. À long terme, la réduction moindre de la pression financière risque d'avoir un impact négatif sur la performance des firmes en détresse.

**H3a** : *Ceteris paribus*, l'impact de l'offre de dette sénior et/ou sécurisée sur la performance anormale boursière est négatif, de plus grande envergure relativement à l'offre de rachat au comptant et de moins grande envergure relativement à l'offre de fonds propres.

**H3b** : En moyenne, le changement dans la performance opérationnelle suivant une offre de dette sénior et/ou sécurisée est négatif, de plus grande envergure relativement à l'offre de rachat au comptant et de moins grande envergure relativement à l'offre de fonds propres.

Par ailleurs, les offres de rachat au comptant devraient également entraîner une diminution de la performance des firmes à long terme. En effet, l'argent offert en échange de la dette ne pourra pas être utilisé pour accroître les activités et financer les projets de l'entreprise, ni pour payer ses charges financières futures.

**H4a** : *Ceteris paribus*, l'impact de l'offre de rachat au comptant sur la performance anormale boursière est négatif et de moins grande ampleur relativement aux offres de fonds propres et de dette sénior et/ou sécurisée.

**H4b** : En moyenne, le changement dans la performance opérationnelle suivant une offre de rachat au comptant est négatif et de moins grande ampleur relativement aux offres de fonds propres et de dette sénior et/ou sécurisée.

À présent, nous introduisons certaines variables de contrôle ayant un impact sur les chances de succès de la renégociation de la dette publique. Notre première variable permet de mesurer la dispersion des créanciers. Plus ces derniers sont dispersés, plus la coordination de leur action sera difficile, et plus le problème du *hold out* sera important. Les chances de succès de la renégociation de la dette publique seront alors plus minces, et la résolution de la détresse financière risque d'être compromise. Selon l'étude de Danis (2012), le *proxy* que nous utilisons, soit le montant des obligations en circulation, est positivement corrélé avec la dispersion des créanciers. En effet, sous l'hypothèse d'aversion au risque des investisseurs, et si ces derniers font face à des contraintes quant à la pondération de leur portefeuille, une obligation de plus grande taille devrait être détenue par un nombre plus important d'investisseurs. Toutefois, pour une obligation de plus petite taille, il se peut qu'un petit nombre d'investisseurs ait la capacité de détenir l'émission entière. Nous définissons également trois variables permettant de mesurer l'ampleur des conflits d'intérêts entre les différentes classes de créanciers. La première est le nombre d'émissions d'obligations ciblées par l'offre d'échange. Plus ce nombre est élevé, plus faibles sont les chances de succès de la renégociation, car il sera d'autant plus difficile de proposer un plan de restructuration équitable aux yeux de toutes les différentes classes. La seconde variable est la proportion de dette sécurisée par rapport à la dette totale de la firme. En situation de détresse financière, les détenteurs de dette sécurisée peuvent être incités à freiner la renégociation privée, sachant qu'ils ont droit à un remboursement prioritaire lors de la procédure de faillite. La troisième variable est de nature binaire et indique si un CDS est transigé pour chaque émetteur au moment de son offre d'échange. Si c'est le cas, les créanciers ont la possibilité d'acheter cette forme d'assurance et deviennent des *empty creditors* au sens de Hu et Black (2008). Ces derniers représentent un obstacle lors de la renégociation, car ils sont incités à forcer la firme à faire faillite dans le but de se faire rembourser sous la protection du CDS. Finalement, nous ajoutons la proportion d'actifs intangibles comme variable explicative. Tel qu'indiqué par Gilson, John et Lang (1990), la faillite est relativement plus coûteuse pour les firmes ayant davantage d'actifs

intangibles. Ainsi, la restructuration privée a plus de chances d'être un succès lorsque les actifs sont intangibles en plus grande proportion.

Nous introduisons également les variables suivantes donnant une indication du degré de sévérité de la détresse et du problème de liquidité auxquels font face les firmes de notre échantillon. La première variable indique le niveau de détresse économique de la firme, soit la performance opérationnelle passée, mesurée par les flux de trésorerie opérationnels moyens (EBITDA/Actifs) sur les trois années précédant la restructuration. La seconde variable, soit la proportion d'actifs tangibles cédés en moyenne sur deux années, permet d'établir l'état de la détresse financière de la firme. En effet, la vente d'actifs est souvent considérée comme une solution de dernier recours lors de la résolution de la détresse. Nous ajoutons également deux variables permettant de quantifier la sévérité du problème de liquidité des firmes, soit le ratio de liquidité et l'importance de la dette arrivant à échéance d'ici la prochaine année fiscale, mesurée par le ratio de la portion court terme de la dette à long terme sur les actifs totaux. Nous contrôlons finalement pour la taille et l'importance relative de la dette totale des firmes, en ajoutant le logarithme des actifs et le levier comme variables explicatives.

Le tableau 5 indique la source et fournit des précisions quant aux formules utilisées afin de calculer nos variables explicatives. Nos sources incluent Factiva, Markit, Compustat et Bloomberg. Notons que les données comptables provenant de Bloomberg et Compustat correspondent aux montants totaux rapportés à la fin de l'année fiscale précédant la restructuration, sauf en cas d'indication contraire.

Tableau 5: Éventail de variables explicatives : sources et formules

Variables	Source
Offre de fonds propres (binaire)	Factiva
Offre de rachat au comptant (binaire)	Factiva
Offre de dette sénior et/ou sécurisée (binaire)	Factiva
Montant total en circulation (logarithme naturel) <i>Somme des valeurs nominales en circulation de toutes les émissions d'obligations ciblées par l'offre d'échange le jour de l'annonce</i>	Factiva
Nombre d'émissions d'obligations ciblées par l'offre d'échange	Factiva
Taux de participation <i>Valeur nominale totale rapatriée à l'échéance de l'offre d'échange / montant total en circulation le jour de l'annonce de l'offre d'échange</i>	Factiva
Protection possible sous la forme d'un CDS (binaire) <i>1 si un contrat CDS est transigé pour un émetteur</i>	MARKIT
Proportion de dette sécurisée <i>Dette sécurisée<sup>1</sup> / Dette à long terme totale</i> <i><sup>1</sup> Ensemble de la dette à long terme garantie par les actifs de la firme</i>	COMPUSTAT
Proportion d'actifs vendus en moyenne sur les 2 années précédentes <i>Actifs tangibles cédés (i) / Actifs totaux de l'année précédente (i-1)</i>	Bloomberg
Performance opérationnelle moyenne sur les 3 années précédentes <i>EBITDA / Actifs totaux</i>	Bloomberg
Levier <i>Dette totale / Actifs totaux</i>	Bloomberg
Ratio de liquidité à court terme <i>Actifs à court terme / Passifs à court terme</i>	Bloomberg
Importance de la dette à court terme <i>Portion court terme de la dette à long terme<sup>1</sup> / Actifs totaux</i> <i><sup>1</sup> Dette arrivant à échéance lors de la prochaine année fiscale</i>	Bloomberg
Taille <i>Logarithme naturel des actifs totaux</i>	Bloomberg
Proportions d'actifs intangibles <i>Actifs intangibles / Actifs totaux</i>	Bloomberg

## 5. MÉTHODOLOGIE

### 5.1. IMPACT SUR LA PERFORMANCE BOURSIÈRE

Notre première étude, effectuée à partir du logiciel Eventus, a pour but d'identifier l'impact des offres d'échange sur la performance boursière à long terme. Nous mesurons cet impact sur les 5 fenêtres suivantes :

-1, 0	le jour de l'annonce
-1, +30	le mois suivant l'annonce
-1, +250	l'année suivante
-1, +500	les deux années suivantes
+250, +500	la deuxième année suivant l'annonce

Nous débutons par identifier nos firmes par leur *cusip* à l'aide de Bloomberg et de la base de données CRSP. En cas d'incertitude, nous vérifions si la description de la firme dans Factiva lors de l'annonce de son offre d'échange concorde avec celle fournie par Bloomberg pour un *cusip* donné. Eventus convertit ensuite les *cusip* en *permno* et récupère l'information sur les prix dans la base de données CRSP. Notons que les prix sont ajustés pour les dividendes et les fractionnements d'actions.

Nous construisons les portefeuilles de référence qui serviront de *benchmark* aux firmes de notre échantillon. Pour ce faire, nous divisons l'ensemble des firmes listées sur CRSP en déciles sur la base de leur capitalisation boursière à la fin du mois précédant l'annonce de leur offre d'échange. Ces dix portefeuilles sont ensuite divisés en quintiles en ordonnant les firmes selon leur ratio *market-to-book*. La valeur aux livres est obtenue en soustrayant les actifs intangibles et le passif total des actifs totaux. Dans Eventus, nous utilisons la fonction *grouping* pour construire les portefeuilles, en spécifiant pour chaque firme une valeur numérique représentant le numéro du groupe auquel elle appartient. Toutes les firmes appartenant au même groupe forment alors un portefeuille équilibré. Lors de la formation des portefeuilles de référence, nous excluons les firmes de notre échantillon. Nous calculons alors, à chaque jour, un total de 50 rendements moyens correspondant aux rendements espérés. Les rendements anormaux quotidiens sont estimés en calculant la différence entre le rendement observé de chaque firme et le rendement du portefeuille de référence auquel elle appartient durant un mois donné. Les portefeuilles sont mis à jour à toutes les fins de mois, et si une firme de l'échantillon se retrouve mieux adaptée dans un nouveau

portefeuille compte tenu de l'évolution de ses caractéristiques, ce dernier est alors utilisé comme nouveau *benchmark*. Lorsqu'un ou plusieurs rendements sont indisponibles, un ajustement est effectué dans Eventus pour tenir compte du caractère multi-périodique du premier rendement disponible suivant une séquence de rendements manquants.

### 5.1.1. RENDEMENTS ANORMAUX CUMULATIFS (CAR)

Nous avons d'abord recours aux rendements anormaux cumulatifs (CAR) pour mesurer la performance anormale sur une période donnée. Les CAR sont obtenus en calculant la moyenne arithmétique des rendements anormaux journaliers des firmes de l'échantillon, puis en les sommant à travers le temps.

Définissons  $R_{it}$  comme le rendement d'une firme de l'échantillon  $i$  au jour  $t$ ,  $E(R_{it})$  comme le rendement espéré de cette même firme  $i$  au jour  $t$ , mesuré par le rendement de son portefeuille de référence, et  $AR_{it} = R_{it} - E(R_{it})$  comme le rendement anormal de la firme  $i$  au jour  $t$ .

Le rendement anormal moyen cumulatif sur l'intervalle compris entre les jours T1 et T2 s'écrit

$$CAR_{T1,T2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=T1}^{T2} AR_{it} \quad (1)$$

Notons que N correspond au nombre de firmes étudiées dans l'intervalle T1 à T2.

### 5.1.2. RENDEMENTS ANORMAUX BUY-AND-HOLD (BHAR)

La seconde méthode permettant de mesurer la performance anormale à long terme consiste en l'utilisation d'une stratégie *buy-and-hold*. Cette approche est plus instructive que la première, car elle consiste en une stratégie d'investissement réalisable. Pour commencer, nous supposons un investissement à parts égales dans chacune des firmes formant notre échantillon. Ensuite, nous calculons la moyenne équipondérée des rendements quotidiens dans chaque portefeuille. Le rendement moyen d'un portefeuille sert alors de *benchmark* pour calculer la performance anormale.

Définissons  $\prod_{t=T1}^{T2}(1 + R_{it})$  comme le rendement *buy-and-hold* d'une firme  $i$  de la période T1 à T2 et  $\prod_{t=T1}^{T2}(1 + E(R_{it}))$  comme le rendement *buy-and-hold* de son portefeuille de référence sur la même période.

Le rendement moyen des portefeuilles de référence est calculé à chaque jour, pour ensuite être capitalisé sur la période [T1, T2] :

$$\prod_{t=T1}^{T2}(1 + E(R_{it})) = \prod_{t=T1}^{T2} \left( 1 + \frac{\sum_{i=1}^{n_t} R_{it}}{n_t} \right) \quad (2)$$

Dans l'équation ci-haut,  $n_t$  correspond au nombre de firmes contenues dans un portefeuille de référence au jour  $t$ .

Le rendement anormal *buy-and-hold* de la firme  $i$  sur l'intervalle compris entre les jours T1 et T2 s'écrit

$$BHAR_{i,T1,T2} = \left[ \prod_{t=T1}^{T2}(1 + R_{it}) - 1 \right] - \left[ \prod_{t=T1}^{T2} \left( 1 + \frac{\sum_{i=1}^{n_t} R_{it}}{n_t} \right) - 1 \right] \quad (3)$$

Finalement, le rendement anormal *buy-and-hold* moyen sur l'intervalle T1, T2 s'écrit

$$BHAR_{T1,T2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N BHAR_{i,T1,T2} \quad (4)$$

Pour tester la significativité des rendements anormaux cumulatifs à long terme, nous avons recours à une version du t-test ajustée pour l'asymétrie, soit le *bootstrapped skewness-adjusted t-test*. Lyon, Barber et Tsai (1999) montrent que lorsque le *benchmark* utilisé pour calculer les rendements anormaux est un portefeuille de référence ajusté pour la taille et le ratio *market-to-book*, cette version du t-test produit des statistiques bien spécifiées. Ikenberry et al. (1995) montrent que cette approche n'est pas sujette aux exigences associées aux t-tests standards sur des horizons à long terme, comme les hypothèses de normalité, de stationnarité et d'indépendance dans le temps des observations, car la procédure du *bootstrapping* contrôle implicitement pour ces exigences.

## 5.2. MODÈLES DE RÉGRESSIONS

Suite à l'obtention des rendements anormaux, nous construisons nos modèles de régression afin de vérifier nos hypothèses de départ. Pour estimer nos coefficients, nous avons recours à la méthode du maximum de vraisemblance avec information limitée (LIML : *limited information maximum likelihood*). Cette méthode, utilisée notamment par Huson et al. (2004) dans leur étude de l'impact d'un remplacement du CEO sur la performance de la firme, permet de contrôler pour le biais de sélection potentiel dans notre échantillon d'offres d'échange. Un biais de sélection peut apparaître lors de l'estimation du fait que notre échantillon soit censuré. En effet, l'information sur les rendements n'est pas disponible pour toutes nos offres d'échange, car certaines firmes ne survivent pas jusqu'à la fin des périodes étudiées, dû à une faillite, une radiation ou une acquisition. Les caractéristiques des firmes qui survivent peuvent alors différer systématiquement des firmes qui ne survivent pas à la restructuration, c'est pourquoi il est important de contrôler pour le biais de sélection.

La prochaine étape consiste à choisir nos variables explicatives. Nous débutons par inclure nos variables principales, soit le taux de participation et les variables binaires représentant les 3 types d'offres d'échange auxquels nous nous intéressons. Ensuite, à partir d'une matrice de corrélation, nous sélectionnons nos variables de contrôle parmi notre éventail initial. Celui-ci comprend des variables ayant un impact sur les chances de succès de la restructuration, celles donnant une indication du degré de sévérité de la détresse, la taille et le levier. Lorsque le coefficient de corrélation entre deux variables est supérieur à 50%, nous en éliminons une en fonction de sa significativité statistique, sa contribution à la précision du modèle et sa corrélation avec la variable dépendante. Par ailleurs, pour éviter un problème de redondance au niveau des variables explicatives, nous vérifions qu'elles aient chacune un coefficient VIF (*variance inflation factor*) inférieur à 10. Dans Stata, la commande VIF permet de tester la présence de colinéarité dans le modèle. Un VIF supérieur à 10 signifie que la variable peut être considérée comme une combinaison linéaire des autres variables indépendantes. Plus le degré de colinéarité augmente, plus les écarts-types des coefficients sont surévalués. Ainsi, contrôler le VIF nous permet de nous assurer de la justesse de la significativité des variables.

### 5.3. IMPACT SUR LA PERFORMANCE OPÉRATIONNELLE

Notre seconde étude a pour but d'identifier l'impact des offres d'échange sur la performance opérationnelle des firmes en détresse financière. De cette façon, nous sommes en mesure de traiter l'ensemble des firmes de notre échantillon, et non pas seulement les firmes publiques appartenant à l'univers CRSP qui ont survécu à la restructuration. Nous utilisons trois mesures de la performance opérationnelle, soit les rendements d'exploitation des actifs et des ventes, mesurés par les ratios EBITDA/Actifs et EBITDA/Ventes, et le ratio EBITDA/Actifs ajusté.

Dans un premier temps, en procédant à des tests d'égalité de moyennes et de médianes, nous testons la significativité du changement dans la performance opérationnelle non-ajustée autour des offres d'échange. Nous nous intéressons aux fenêtres dans lesquelles nous avons obtenu des rendements anormaux significatifs lors de la première étude. De plus, nous ajustons nos mesures de performance à l'aide de firmes de contrôle. Cette procédure nous permet de dissocier la composante du changement dans la performance opérationnelle attribuable à l'offre d'échange de celle due à des facteurs spécifiques aux entreprises. Pour chaque firme de notre échantillon, nous sélectionnons une firme comparable qui appartient à la même industrie et dont la taille et la performance opérationnelle lors de l'année précédant l'événement lui correspondent à plus ou moins 10% près. Pour comparer l'industrie, nous observons les deux premiers chiffres du code SIC de chaque firme récupéré sur Bloomberg. Nous mesurons la taille et la performance opérationnelle par le logarithme naturel des actifs et le ratio de l'EBITDA sur la valeur aux livres des actifs respectivement. La performance de chaque firme de l'échantillon est alors ajustée en lui soustrayant celle de sa firme de contrôle.

Dans un second temps, nous testons nos hypothèses de départ en partitionnant notre échantillon selon le type d'offre d'échange. Nous analysons alors la significativité des changements moyens et médians dans les ratios EBITDA/Actifs et EBITDA/Ventes au cours des trimestres entourant les offres d'échange selon leur composition.

## 6. ANALYSE DES RÉSULTATS

Nous analysons à présent le succès à court terme des offres d'échange selon leur composition de même que leur impact sur la performance boursière et opérationnelle lors des deux années subséquentes. Nous tentons également de vérifier nos hypothèses quant à l'impact des différents types d'offres et du taux de participation sur la performance à long terme.

### 6.1. SUCCÈS À COURT TERME DES OFFRES D'ÉCHANGE

Tableau 6: Taux de participation par type d'offre d'échange (%)

	Échantillon global (N=130)				
	Moyenne	Médiane	Max	Min	Écart-type
<i>Type d'offre d'échange</i>					
Argent comptant	54.31	54.49	96.50	5.07	29.80
Fonds propres	79.62	86.40	100.00	4.56	24.81
Dette	76.20	85.11	100.00	8.95	24.72
• Sénior et/ou sécurisée	75.35	85.11	100.00	8.95	25.55
	Sous-échantillon (N=40)				
	Moyenne	Médiane	Max	Min	Écart-type
<i>Type d'offre d'échange</i>					
Argent comptant	52.89	48.08	96.50	14.80	28.63
Fonds propres	85.15	91.00	100.00	34.79	22.89
Dette	68.93	73.99	99.59	8.95	28.91
• Sénior et/ou sécurisée	67.77	71.74	99.59	8.95	29.15

Le tableau 6 présente nos résultats entourant le succès à court terme des offres d'échange, mesuré par leur taux de participation. En général, les offres de rachat au comptant connaissent le moins de succès, en permettant aux firmes de rapatrier seulement un peu plus de la moitié du montant ciblé. Par ailleurs, en comparant les offres de dette aux offres de fonds propres, on remarque que ce sont ces dernières qui connaissent le plus de succès, avec un taux de participation moyen (médian) de 79.62% (86.40%). Rappelons qu'une émission d'actions n'est pas favorablement accueillie par le marché en général, du fait que les firmes soient incitées à émettre des actions

lorsqu'elles sont surévaluées. Ainsi, comme l'offre de fonds propres est souvent considérée comme une solution de dernier recours, elle semble entraîner une plus grande participation des créanciers lors de la renégociation. Ce type d'offre peut indiquer une probabilité plus importante que la firme entre en procédure de faillite, et, le cas échéant, ce sont les créanciers qui supporteront les coûts importants y étant associés. Notons cependant que c'est une offre de fonds propres qui se heurte au plus petit taux de participation sur la période étudiée, avec 4.56%. Concernant les offres de titres de dette à rang de priorité supérieur, elles ne semblent pas inciter davantage les créanciers à participer à l'échange par rapport aux offres de dette standard.

Tableau 7: Éventail de variables explicatives – Sommaire statistique

	Échantillon global (N=130)					Sous-échantillon (N=40)				
	MOY.	MIN.	MAX.	ÉCART - TYPE	n	MOY.	MIN.	MAX.	ÉCART - TYPE	n
Taux de participation (%)	71.48	4.56	100	0.276	130	67.76	8.95	100	0.292	40
Montant en circulation (ln)	19.760	16.187	23.281	1.280	112	19.811	17.620	23.281	1.252	35
Nombre d'obligations ciblées	3	1	16	2.798	130	3	1	16	3.168	40
Proportion d'actifs vendus	0.0032	0	0.049	0.007	110	0.0035	0	0.031	0.006	40
Performance opér. passée	0.082	-0.125	0.264	0.074	115	0.049	-0.116	0.166	0.076	38
Levier	0.773	0.114	2.307	0.368	117	0.572	0.114	1.072	0.268	40
Ratio de liquidité	1.652	0.065	11.846	1.425	109	2.240	0.105	11.846	2.082	36
Proportion de dette à court terme	0.079	0	2.291	0.260	93	0.047	0	0.630	0.118	30
Taille (ln actifs)	7.376	4.374	12.315	1.723	117	7.682	5.604	12.315	1.509	40
Proportion d'actifs intangibles	0.280	0	1.224	0.268	109	0.250	0	0.841	0.229	36

Proportion de dette sécurisée	0.415	0	1.374	0.367	83	0.410	0	1.374	0.388	37
-------------------------------	-------	---	-------	-------	----	-------	---	-------	-------	----

Avant de passer à notre étude d'évènement, nous recueillons un éventail de variables pouvant avoir un impact sur la performance anormale des firmes suivant leur offre d'échange. Le tableau 7 ci-haut consiste en un sommaire statistique de nos variables collectées dans Factiva, Bloomberg et Compustat. Les données comptables correspondent aux montants rapportés à la fin de l'année fiscale précédant la restructuration. Dans l'ensemble, les caractéristiques de notre échantillon sont similaires à celles des récents travaux de Bedendo et al. (2010), qui étudient 50 firmes sur la période 2008-2009, et Narayanan et Uzmanoglu (2012), qui analysent les offres d'échange faites par 76 firmes sur la période 2004-2011. Tandis que la taille moyenne des firmes de notre échantillon, mesurée par le logarithme naturel des actifs, est de 7.38, les auteurs nommés précédemment obtiennent des valeurs assez semblables, soit 7.32 et 7.39 respectivement. De même, les firmes de notre échantillon ont un levier moyen de 0.77, comparativement aux valeurs de 0.72 et 0.79 obtenues par Bedendo et al. (2010) et Narayanan et Uzmanoglu (2012) respectivement.

## 6.2. IMPACT SUR LA PERFORMANCE BOUSIÈRE

Nous présentons à présent les résultats de notre première étude. Deux mesures de la performance anormale ont été utilisées, soit les rendements anormaux cumulatifs (CAR) et les rendements anormaux *buy-and-hold* (BHAR). Ces derniers sont obtenus en capitalisant les rendements anormaux quotidiens. Conformément à la littérature financière, nous observons une forte asymétrie positive dans la distribution des rendements anormaux à long terme. Afin de corriger le biais négatif dans la statistique du t-test standard, nous testons la significativité des CAR et des BHAR à l'aide d'une version du t-test ajustée pour l'asymétrie (*one-tail bootstrapped skewness-adjusted t-test*) qui, selon Lyon, Barber et Tsai (1999), produit des statistiques bien spécifiées. Nous effectuons également un test des signes et présentons la proportion de rendements anormaux positifs et négatifs.

Tableau 8: Performance anormale sur 5 fenêtres mesurée par les rendements anormaux cumulatifs (CAR)

Fenêtres	N	CAR moyen	T-test ajusté pour l'asymétrie ( <i>bootstrapped</i> )	Positifs vs. négatifs	Test des signes	P25	P50	P75
(-1, 0)	38	2.70%	0.651	18 :20	0.308	-10.03%	-0.70%	7.55%
(-1, 30)	38	9.34%	1.030	19 :19	0.634	-28.35%	2.16%	37.92%
(-1, 250)	40	36.65%***	2.337	25 :15>	2.240*	-15.78%	32.20%	97.36%
(-1, 500)	40	37.56%**	1.683	26 :14>>	2.558**	-18.48%	37.75%	123.28%
(250, 500)	36	-0.62%	-0.054	16 :20	-0.053	-26.92%	-3.84%	47.34%

Les symboles \*, \*\*, \*\*\* et \*\*\*\* indiquent la significativité statistique des rendements anormaux à des niveaux de 10%, 5%, 1% et 0.1% respectivement tirée du t-test ajusté pour l'asymétrie (*one-tail bootstrapped skewness-adjusted t-test*). Les symboles > et >> indiquent la direction et la significativité statistique du test des signes (*generalized sign test*) à des niveaux de 10%, 5% respectivement. P25, P50 et P75 représentent les 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup> et 75<sup>e</sup> percentiles respectivement.

Figure 1: Évolution de la performance anormale quotidienne mesurée par les rendements anormaux cumulatifs moyens

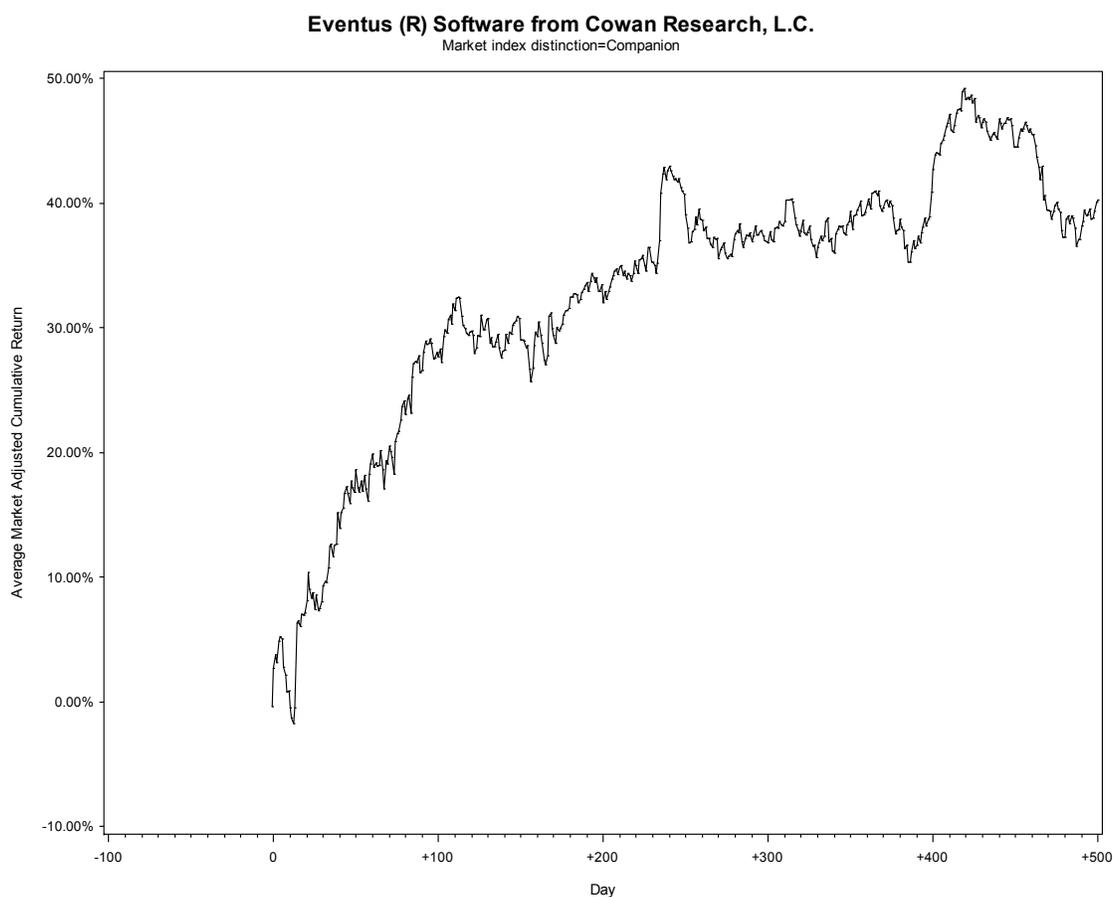
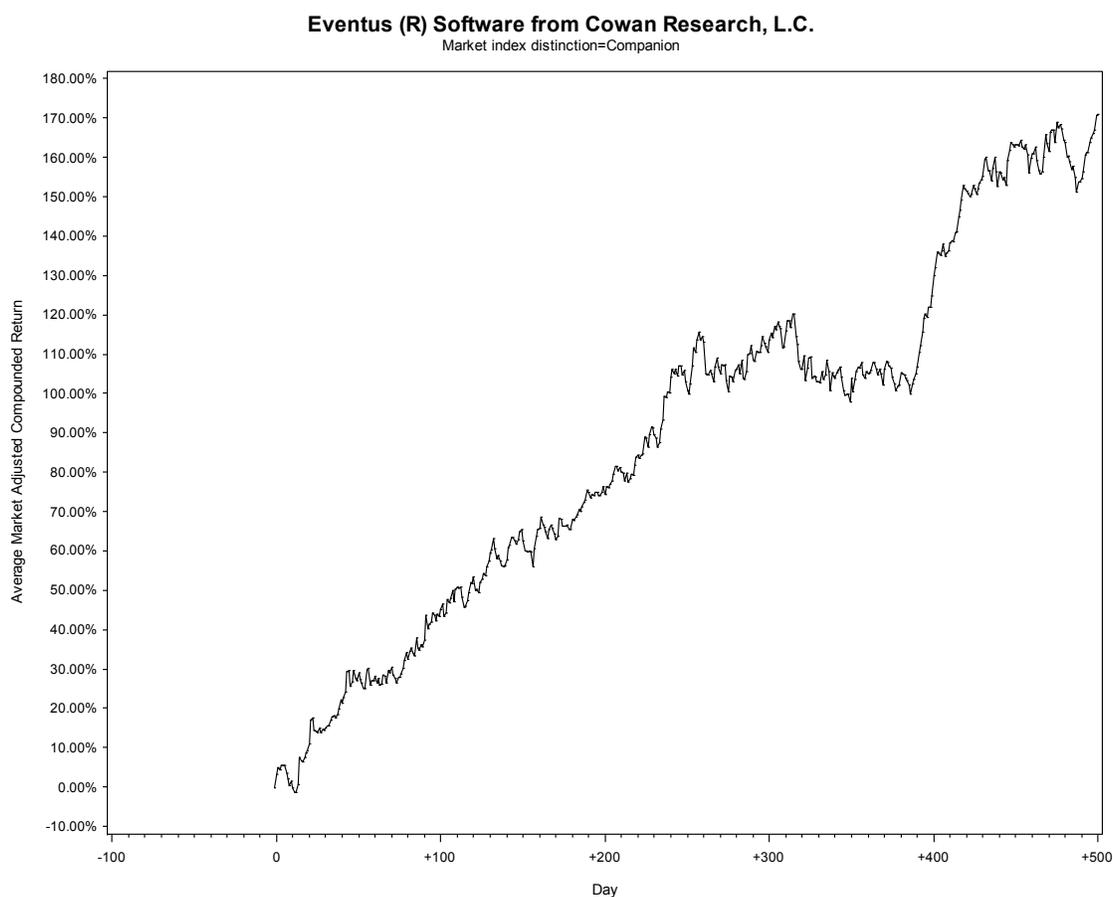


Tableau 9: Performance anormale sur 5 fenêtres mesurée par les rendements anormaux capitalisés buy-and-hold (BHAR)

Fenêtre	N	BHAR moyen	T-test ajusté pour l'asymétrie ( <i>bootstrapped</i> )	Positifs vs. négatifs	Test des signes	P25	P50	P75
(-1,0)	38	3.48%	0.835	18 :20	0.308	-9.49%	-0.84%	7.32%
(-1, 30)	38	15.83%*	1.258	19 :19	0.634	-33.72%	-0.49%	41.76%
(-1, 250)	40	100.84%****	3.056	20 :20	0.651	-54.23%	-1.26%	148.20%
(-1, 500)	40	170.82%***	2.805	18 :22	0.015	-73.10%	-4.65%	177.68%
(250, 500)	36	2.49%	0.255	14 :22	-0.72	-42.52%	-12.58%	49.04%

Les symboles \*, \*\*, \*\*\* et \*\*\*\* indiquent la significativité statistique des rendements anormaux à des niveaux de 10%, 5%, 1% et 0.1% respectivement tirée du t-test ajusté pour l'asymétrie (*one-tail bootstrapped skewness-adjusted t-test*). Les symboles > et >> indiquent la direction et la significativité statistique du test des signes (*generalized sign test*) à des niveaux de 10%, 5% respectivement. P25, P50 et P75 représentent les 25<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup> et 75<sup>e</sup> percentiles respectivement.

Figure 2: Évolution de la performance anormale quotidienne mesurée par les rendements anormaux capitalisés moyens



Nous constatons que l'impact des offres d'échange se fait bel et bien ressentir de manière significative à plus long terme. Le rendement anormal cumulatif moyen sur la première année fiscale suivant l'événement (36.65%), statistiquement significatif à un niveau de confiance de 1%, est quatre fois plus élevé que celui observé au cours du premier mois (9.34%). Après les 250 premiers jours, la performance anormale mesurée par les CAR devient tumultueuse, sans toutefois s'établir à la hausse ou à la baisse de manière significative. Le rendement anormal cumulatif moyen de la fenêtre [-1, 500], bien qu'il ne soit supérieur au CAR de la fenêtre [-1, 250] par à peine 1 point de pourcentage (37.56%), est tout de même significatif à un niveau de confiance de 5%. Le constat est similaire avec la méthode *buy-and-hold*, produisant des rendements anormaux capitalisés moyens de 100.84% et 170.82% au terme des 250 et 500 premiers jours respectivement. Ceux-ci sont significatifs à des niveaux de confiance respectifs de 0.1% et 1%. Toutefois, au terme des 30 premiers jours, ce chiffre ne s'élève qu'à 15.83%. Nous observons donc qu'en moyenne, les offres d'échange ont un impact significatif sur la performance boursière des firmes en détresse financière au cours des deux années subséquentes. Ce résultat n'est pas surprenant, car une restructuration en situation de détresse est généralement un événement de grande ampleur et de longue durée. Le marché peut réagir de manière sceptique lors des premiers jours, puis constater le succès de la renégociation lors des mois subséquents. Graphiquement, c'est ce que nous observons. La performance moyenne attribuable aux offres d'échange est positive lors du premier mois, puis chute et devient négative lors du second mois, avant de connaître une nette hausse par la suite.

### 6.3. ANALYSE DE LA PERFORMANCE ANORMALE BOURSIÈRE

Notre modèle de régression a été construit selon la méthodologie établie à la section précédente. Dans le tableau A1, nous avons présenté les résultats des différentes régressions qui nous ont permis d'aboutir à un modèle final. Tout d'abord, nous avons effectué une régression des CAR de la fenêtre [-1, 250] sur toutes les variables explicatives potentielles énumérées à la section 4. Faute de données, nous n'avons pas pu inclure la proportion de dette à court terme et l'assurance par CDS lors de cette étape. Pour passer du modèle 1 au modèle 2, nous avons choisi d'éliminer la variable la moins significative, soit le nombre d'émissions ciblées par l'offre d'échange. Cette variable avait également une corrélation très élevée (78.22%) avec le montant en

circulation et pouvait donc paraître redondante. Cette manœuvre n'a pas modifié la significativité statistique des autres variables explicatives, tout en entraînant une hausse du  $R^2$  ajusté de 0.6578 à 0.6814. Ensuite, nous avons remarqué que deux variables avaient un coefficient VIF supérieur à 10, soit la taille (24.89) et le montant en circulation (20.95), tel qu'indiqué dans le tableau A2. Ces variables étaient également corrélées à près de 90% selon le tableau A3, constituant une matrice de corrélation. Pour éliminer ce problème de colinéarité, nous avons supprimé le logarithme des actifs, servant initialement de *proxy* pour la taille. Avec un coefficient de corrélation de 90%, ces deux variables sont redondantes. Le logarithme du montant total des obligations ciblées par l'offre d'échange constitue un *proxy* adéquat pour la taille de la firme. De plus, nous avons éliminé la variable la moins significative du modèle 2, soit la performance opérationnelle passée. Ces deux étapes ont contribué à faire grimper notre  $R^2$  ajusté jusqu'à 0.6873, en plus de renforcer la significativité conjointe des variables, avec une statistique F passant de 5.10 à 6.49. Finalement, pour aboutir à notre modèle de régression final, nous avons choisi d'éliminer à nouveau la variable la moins significative, soit la proportion de dette sécurisée. Tel qu'illustré dans le tableau A2, le coefficient VIF moyen a ainsi chuté de 2.34 (modèle 3) à 1.98 (modèle 4). Nous obtenons alors un modèle parcimonieux comprenant 9 variables indépendantes, incluant les 3 variables binaires représentant chacune un type d'offre d'échange.

Faute de données, nous n'avons pas pu étudier les 40 entreprises composant notre sous-échantillon lors de nos régressions des CAR et des BHAR. Le tableau 10 fournit des statistiques descriptives à propos des 26 et 27 entreprises conservées lors de l'estimation.

Tableau 10: Statistiques descriptives pour le modèle de régression final

	BHAR (N=26)					CAR (N=27)				
	MOY.	MED.	MIN.	MAX.	ÉCART -TYPE	MOY.	MED.	MIN.	MAX.	ÉCART -TYPE
Taux de participation (%)	67.43	78.16	8.95	100	30.18	66.53	71.74	8.95	100	29.95
Montant en circulation (ln)	19.93	19.55	17.620	23.281	1.315	19.92	19.60	17.620	23.281	1.290
Proportion d'actifs intangibles	0.240	0.212	0	0.638	0.202	0.254	0.216	0	0.638	0.212
Proportion d'actifs vendus	0.0048	0.0019	0	0.031	0.008	0.0046	0.0014	0	0.031	0.008
Ratio de liquidité	2.300	1.606	0.463	11.846	2.340	2.227	1.602	0.333	11.846	2.326
Levier	0.561	0.578	0.114	1.072	0.237	0.556	0.578	0.114	1.072	0.235

Dans le tableau 11, nous présentons les résultats de nos régressions estimées par maximum de vraisemblance avec information limitée (LIML). Nos variables dépendantes sont les CAR et les BHAR des fenêtres [-1, 250] et [-1, 500]. Ces fenêtres ont été choisies car ce sont sur celles-ci que nous observons une performance anormale significative. De plus, afin d'être conforme avec la littérature financière entourant les études d'événements, nous présentons également, dans le tableau A5, les résultats de nos régressions estimées par moindres carrés ordinaires (OLS).

Pour nos quatre variables dépendantes, l'équation de régression prend la forme suivante :

$$AR_i = \alpha + \beta_1 Equity_i + \beta_2 Cash_i + \beta_3 Debt_i + \beta_4 PartRate_i + \beta_5 \ln(AmtOut)_i + \beta_6 Intan_i + \beta_7 AssetsSold_i + \beta_8 Current_i + \beta_9 Lever_i + \epsilon_i \quad (5)$$

Où, pour chaque firme  $i$  :

$AR_i$  est la variable dépendante, soit les CAR et les BHAR mesurés sur les fenêtres d'événement [-1, 250] et [-1, 500]

$Equity_i$  est une variable binaire prenant la valeur 1 pour une offre de fonds propres

$Cash_i$  est une variable binaire prenant la valeur 1 pour une offre de rachat au comptant

$Debt_i$  est une variable binaire prenant la valeur 1 pour une offre de dette sénior et/ou sécurisée

$PartRate_i$  représente le taux de participation à l'offre d'échange exprimé en pourcentage

$\ln(AmtOut)_i$  représente le logarithme de la somme des valeurs nominales en circulation de toutes les émissions d'obligations ciblées par l'offre d'échange le jour de l'annonce

$Intan_i$  indique la proportion d'actifs intangibles calculée à la fin de l'année fiscale précédant la restructuration

$AssetsSold_i$  indique la proportion d'actifs vendus en moyenne lors des deux années précédant la restructuration

$Current_i$  correspond au ratio de liquidité rapporté à la fin de l'année fiscale précédant la restructuration

$Lever_i$  correspond au levier financier, mesuré par le ratio entre la dette totale et les actifs totaux rapportés à la fin de l'année fiscale précédant la restructuration

$\epsilon_i$  représente le terme d'erreur

Tableau 11: Régression des CAR et BHAR des fenêtres [-1, 250] et [-1, 500] par maximum de vraisemblance avec information limitée (LIML)

LIML	CAR [-1, 250]	CAR [-1, 500]	BHAR [-1, 250]	BHAR [-1, 500]
Offre de fonds propres	-2.256*** (0.346)	-3.083*** (0.508)	-3.622*** (1.151)	-5.272*** (1.682)
Offre de rachat au comptant	-1.741*** (0.363)	-2.206*** (0.532)	-2.262* (1.194)	-4.079** (1.744)
Offre de dette sénior/sécurisée	-1.497*** (0.323)	-2.064*** (0.474)	-2.486** (1.069)	-4.384*** (1.562)
Taux de participation	-1.913*** (0.352)	-2.029*** (0.517)	-2.831** (1.173)	-1.385 (1.714)
Montant en circulation (ln)	-0.177** (0.079)	-0.253** (0.117)	-0.208 (0.264)	-0.165 (0.386)
Proportion d'actifs intangibles	0.902* (0.527)	1.903** (0.774)	1.903 (1.847)	1.027 (2.699)
Proportion d'actifs vendus	-76.619*** (15.9)	-96.041*** (23.352)	-122.594** (52.398)	-165.439** (76.546)
Ratio de liquidité ( <i>Current Ratio</i> )	-0.136*** (0.043)	-0.222*** (0.063)	-0.164 (0.145)	-0.22 (0.211)
Levier	-0.349 (0.495)	-0.007 (0.727)	-1.937 (1.66)	-2.056 (2.425)
Constante	7.354*** (1.699)	9.251*** (2.495)	10.609* (5.674)	10.993 (8.289)
Nombre d'observations	27	27	26	26
Test de Wald	98.92***	79.07***	21.51**	14.98*
Pseudo R <sup>2</sup>	0.7856	0.7454	0.4527	0.3655

Les symboles \*,\*\* et \*\*\* indiquent la significativité statistique à des niveaux de 10%, 5% et 1%.

Nous régressons les CAR et BHAR des fenêtres [-1, 250] et [-1, 500] sur les 3 variables binaires représentant chacune un type d'offre d'échange et sur le taux de participation, notre mesure du succès à court terme de la renégociation de la dette. Nous ajoutons une variable de contrôle pour la dispersion des créanciers, soit le montant nominal total des obligations en circulation, qui sert aussi de *proxy* pour la taille de la firme. Nous contrôlons également pour le degré de sévérité de la détresse financière avec la proportion d'actifs tangibles vendus en moyenne lors des deux années précédant la restructuration, pour la sévérité du problème de liquidité avec le ratio de liquidité, pour le coût relatif de la faillite éventuelle avec la proportion d'actifs intangibles et pour l'importance de la dette totale avec le levier financier. Dans chacune des quatre régressions, nous constatons qu'une variable non significative lors de l'estimation par OLS devient significative lorsque les coefficients sont estimés par la méthode LIML. Il s'agit de la proportion d'actifs intangibles dans la première régression, du montant en circulation dans la seconde, de l'offre de rachat au comptant dans la troisième et de la proportion d'actifs vendus dans la dernière.

Le résultat le plus surprenant de notre étude est sans doute l'obtention de coefficients négatifs et statistiquement significatifs pour le taux de participation lors de la régression des CAR [-1, 250], des CAR [-1, 500] et des BHAR [-1, 250]. Contrairement à notre hypothèse H1, le succès à court terme de l'offre d'échange, mesuré par son taux de participation, semble avoir un impact négatif sur la performance à long terme des firmes en détresse. Un taux de participation élevé des créanciers à la renégociation pourrait indiquer que l'état de détresse est plus avancé que ne le reflète l'information publique disponible. Dans cette éventualité, le scénario de la faillite devient plus probable, ce qui peut contribuer à expliquer l'impact négatif de cette variable sur la performance boursière. Afin de tester la robustesse de ce résultat, nous appliquons la transformation  $\log(x/1-x)$  au taux de participation. Ce dernier étant exprimé en pourcentage, cette transformation permet d'élargir l'éventail de valeurs qu'il peut prendre. Cette procédure a pour but de nous assurer que la relation entre la variable dépendante et la variable exprimée en pourcentage ne soit pas due au fait que cette dernière soit bornée entre 0 et 1. Suite à la transformation, les coefficients demeurent négatifs et statistiquement significatifs sur les fenêtres énumérées ci-haut. Les résultats des régressions selon les méthodes LIML et OLS avec la transformation  $\log(x/1-x)$

appliquée au taux de participation sont présentés dans les tableaux A6 et A7 respectivement.

D'autre part, nous trouvons que les trois types d'offres d'échange ont un impact négatif statistiquement significatif sur les rendements anormaux cumulatifs et capitalisés des fenêtres  $[-1, 250]$  et  $[-1, 500]$ . L'offre de fonds propres, contrairement à notre hypothèse H2a, entraîne une chute de la performance boursière à long terme. L'impact négatif est également de plus grande ampleur que celui engendré par les deux autres types d'offres, autant sur la première que sur la deuxième année suivant l'échange. Ainsi, du point de vue du marché, il semble que le coût informationnel lié à une émission de fonds propres surpasse la réduction plus importante du fardeau financier qu'elle procure. Par ailleurs, d'après les coefficients négatifs des variables binaires représentant les offres de dette sénior et/ou sécurisée et les offres de rachat au comptant, nous sommes en mesure de confirmer nos hypothèses H3a et H4a entourant leur impact sur la performance anormale à long terme. L'ampleur du choc est cependant plus grande lorsque la firme choisit de racheter ses obligations avec de l'argent comptant. Ainsi, bien que l'offre de dette ne permette pas une réduction aussi importante de la pression financière, elle ne nuit pas autant à la performance boursière que lorsque la firme utilise sa trésorerie pour racheter ses obligations. Le fait de ne pas pouvoir utiliser cet argent pour financer des projets futurs semble considérablement heurter les firmes à long terme.

Au niveau des variables de contrôle, nous confirmons d'abord que le montant des obligations en circulation, un *proxy* pour la dispersion des créanciers, affecte négativement la performance anormale à long terme. En effet, nous obtenons des coefficients statistiquement significatifs à un niveau de confiance de 5% lors de la régression des CAR. Nous trouvons également que la proportion d'actifs intangibles, positivement reliée avec les coûts de faillite selon Gilson, John et Lang (1990), a un impact positif sur la performance anormale boursière. Notons que ce résultat n'est statistiquement significatif que dans le cas des CAR. La faillite étant relativement plus coûteuse pour les firmes ayant une plus grande proportion d'actifs intangibles, celles-ci semblent davantage incitées à réussir leur restructuration afin de quitter l'état de détresse financière. Par ailleurs, la performance à long terme est négativement affectée par la proportion d'actifs tangibles liquidés lors des deux années précédant l'offre

d'échange, qui sert de mesure du degré de sévérité de la détresse financière. En effet, nous obtenons des coefficients statistiquement significatifs à des niveaux de confiance de 1% et 5% lors de la régression des CAR et des BHAR respectivement.

Avec des pseudos  $R^2$  de 0.7856 et 0.7454, nos modèles de régression semblent adéquats pour expliquer les variations dans les rendements anormaux cumulatifs sur les deux fenêtres étudiées. Nous obtenons cependant des pseudos  $R^2$  plus faibles lors de la régression des rendements anormaux capitalisés *buy-and-hold*, soit 0.4527 et 0.3655 sur les fenêtres [-1, 250] et [-1, 500] respectivement. La capitalisation quotidienne des rendements semble réduire la capacité de notre modèle à expliquer les variations dans ces derniers. D'autre part, la significativité conjointe des variables explicatives est vérifiée à un niveau de confiance de 1% sur chacune des fenêtres lors de la régression des CAR. Dans le cas des BHAR, celle-ci est validée à un niveau de confiance de 10% et moins. Par ailleurs, l'analyse du *variance inflation factor* (VIF) vient confirmer l'absence de colinéarité dans nos modèles. Selon le tableau A8, les variables indépendantes ont toutes un coefficient VIF bien inférieur à 10. Les VIF moyens de chaque modèle sont également très faibles, soit 1.98 pour les CAR et 1.96 pour les BHAR.

Bien que les variables soient conjointement significatives lors de la régression des BHAR, 4 et 5 des 9 variables explicatives sont individuellement non significatives dans les fenêtres [-1, 250] et [-1, 500] respectivement. En guise de robustesse, nous rapportons, dans le tableau A9, les résultats de la régression des CAR et des BHAR en éliminant les variables non significatives. Dans le cas des BHAR, nous trouvons que les variables explicatives restantes ne sont plus statistiquement significatives et que le modèle perd de son pouvoir explicatif. Cependant, lors de la régression des CAR, les variables conservent leur significativité statistique. Avec des pseudos  $R^2$  de 0.782 et 0.745 pour les fenêtres [-1, 250] et [-1, 500] respectivement, le pouvoir explicatif du modèle est également conservé. La différence entre les CAR et les BHAR étant la capitalisation des rendements quotidiens, il semblerait que cette manipulation ait un impact sur l'interaction des variables entre elles ainsi que sur le pouvoir explicatif du modèle.

#### 6.4. IMPACT SUR LA PERFORMANCE OPÉRATIONNELLE

Nous poursuivons avec l'analyse de l'impact des offres d'échange sur la performance opérationnelle des firmes, mesurée par les ratios EBITDA/actifs, EBITDA/ventes et EBITDA/actifs ajusté. Les figures 3, 4 et 5 présentent l'évolution de la performance moyenne et médiane des firmes de l'échantillon au cours des 4 trimestres qui précèdent et des 8 trimestres qui suivent l'annonce de leur offre d'échange. Graphiquement, nous remarquons que la performance opérationnelle, peu importe la façon dont elle est mesurée, ne varie que très peu lors des 4 trimestres précédant la renégociation de la dette. Toutefois, au cours de la première année suivant l'échange, le rendement d'exploitation (EBITDA/ventes) médian augmente de 9.45% à 15.03%, puis demeure à ce niveau jusqu'à la fin du huitième trimestre subséquent. De plus, le rendement des actifs médian non-ajusté (EBITDA/actifs) connaît une hausse significative tant lors de la première que de la deuxième année suivant l'échange. En effet, celui-ci passe de 1.19% à 2.32% sur la fenêtre [-1, 4] et croît jusqu'à 3.22% sur la fenêtre [-1, 8]. Par ailleurs, lorsque nous soustrayons le rendement des actifs de firmes de contrôle de celui des firmes de l'échantillon, la croissance semble mettre plus de temps à apparaître. En effet, le ratio EBITDA/actifs ajusté médian n'augmente que très peu lors de la première année, passant de -0.34% à -0.27%. Celui-ci connaît toutefois une nette hausse par la suite, atteignant 0.17% et 0.82% à la fin des huitièmes et neuvièmes trimestres suivant la renégociation. Notons que le ratio ajusté médian semble augmenter de manière plus lisse suite à l'offre d'échange, tandis que le ratio ajusté moyen, sensible aux données aberrantes, demeure assez instable.

Figure 3: Performance opérationnelle trimestrielle mesurée par le ratio EBITDA/Ventes observée autour des offres publiques d'échange

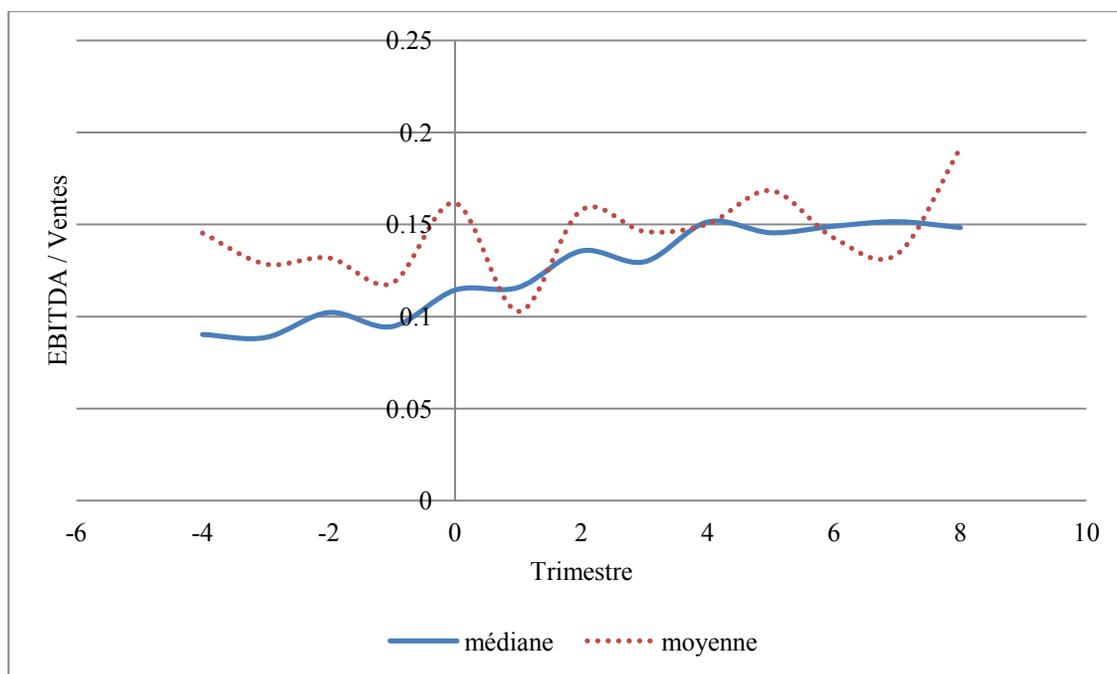


Figure 4: Performance opérationnelle trimestrielle mesurée par le ratio EBITDA/Actifs observée autour des offres publiques d'échange

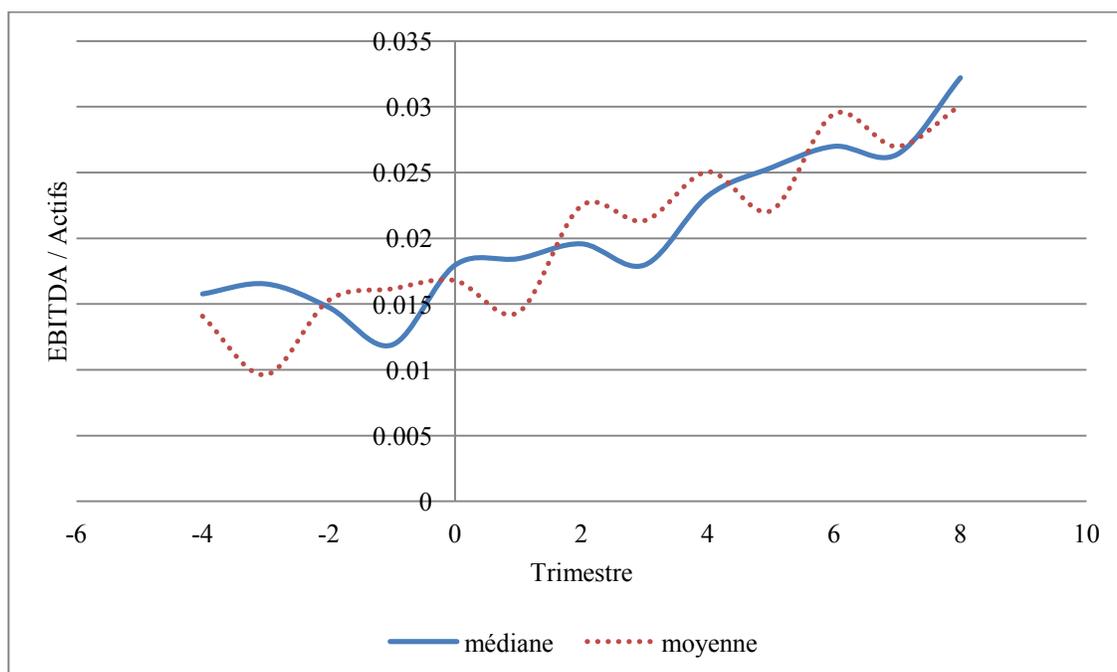


Figure 5: Performance opérationnelle trimestrielle observée autour des offres publiques d'échange mesurée par le ratio EBITDA/Actifs ajusté à l'aide de firmes de contrôle

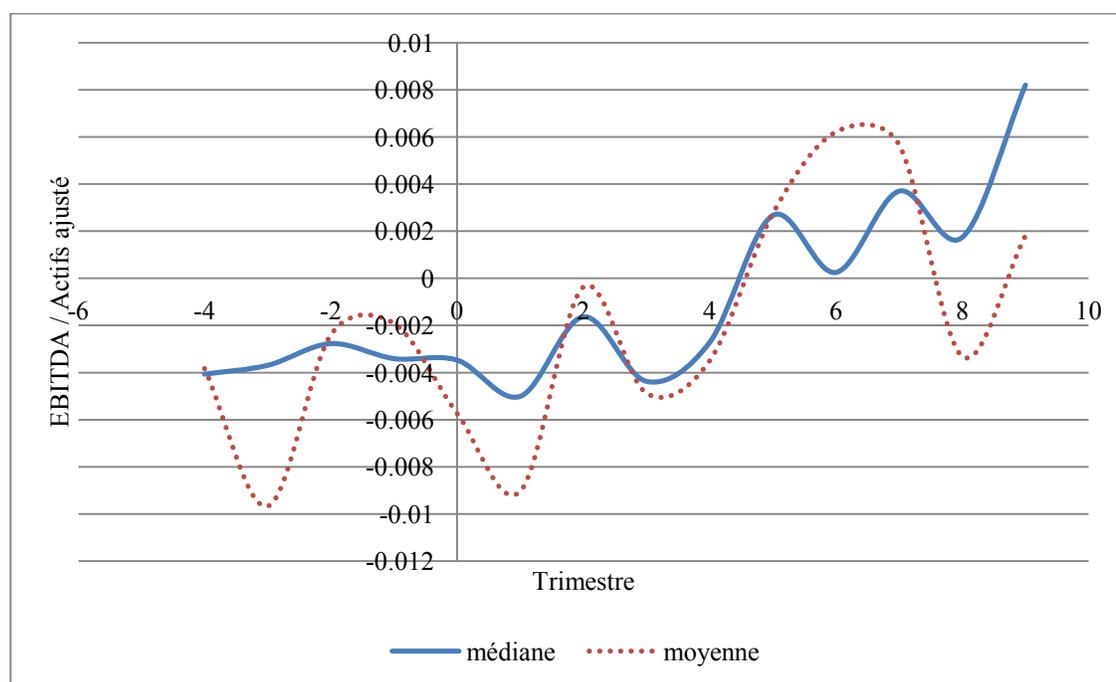


Tableau 12: Changements dans la performance opérationnelle au cours des trimestres entourant les offres publiques d'échange

Fenêtre	EBITDA/Actifs	EBITDA/Ventes	EBITDA/Actifs ajusté
[-4, -1]	0.002807 (0.000827) (92, 0.85, 0.13)	-0.02292 (-0.01391) (92, -1.09, -0.94)	0.002765 (0.000523) (66, 0.41, 0.66)
[-1, 4]	0.008708 (0.005147) (78, 3.63***, 3.45***)	0.030055 (0.028278) (78, 0.79, 2.91***)	0.001196 (0.004765) (55, 0.38, 0.71)
[-1, 5]			.0066714 (0.009313) (50, 1.17, 2.14**)
[-1, 8]	0.014211 (0.015537) (64, 3.42***, 4.27***)	0.064719 (0.024275) (63, 2.14**, 2.40**)	-.0007401 (0.00385) (39, -0.18, 0.45)
[-1, 9]			0.005327 (0.00846) (36, 0.84, 1.65*)

Les symboles \*\* et \*\*\* indiquent la significativité statistique à des niveaux de confiance respectifs de 10%, 5% et 1%. Les tailles d'échantillon, t-statistiques et statistiques du test des médianes (*Wilcoxon signed rank test*) sont indiquées entre parenthèses sous les changements moyens (médians) dans la performance opérationnelle.

Le tableau 12 rapporte les changements moyens (médians) dans la performance opérationnelle entre les trimestres -4 et -1, -1 et +4 et -1 et +8. Ces périodes correspondent aux fenêtres [-4, -1], [-1, 4] et [-1, 8]. Graphiquement, nous observons que la croissance de la performance mesurée par le rendement des actifs ajusté ne se manifestait pas aussi rapidement qu'avec les deux autres mesures. Nous avons donc choisi d'analyser le changement dans le ratio EBITDA/actifs ajusté sur deux fenêtres supplémentaires : [-1, 5] et [-1, 9].

Conformément aux figures 3, 4 et 5, le changement dans la performance entre le trimestre -4 et le trimestre -1 n'est pas significatif, peu importe la façon dont celle-ci est mesurée. Ce test naturel de causalité inverse permet de confirmer que la renégociation de la dette n'a pas été entraînée par une détérioration de la rentabilité des entreprises. Par ailleurs, nous observons un changement positif et statistiquement significatif à un niveau de confiance de 1% dans le rendement des actifs non-ajusté, avec des hausses moyennes de 0.87% et 1.42% sur les fenêtres [-1, 4] et [-1, 8] respectivement. Le changement dans la performance opérationnelle est également positif et significatif lorsque celle-ci est mesurée par le ratio EBITDA/ventes. En effet, le changement moyen de 6.47% au cours des 8 trimestres suivant l'échange est positif et statistiquement significatif à un niveau de confiance de 5%. Les changements médians de 2.83% et 2.43% sur les fenêtres [-1, 4] et [-1, 8] sont également significatifs à des niveaux de confiance respectifs de 1% et 5%. Finalement, nous observons des changements médians positifs et statistiquement significatifs de 0.93% et 0.85% au niveau du ratio EBITDA/actifs ajusté sur les fenêtres [-1, 5] et [-1, 9] respectivement. L'ajustement du rendement des actifs à l'aide de firmes de contrôle nous a permis de dissocier la composante du changement dans la performance opérationnelle attribuable à l'offre d'échange de celle due à des facteurs spécifiques aux entreprises. Ce résultat vient donc renforcer et confirmer l'impact positif des offres publiques d'échange sur la performance opérationnelle à long terme.

Nous analysons à présent les changements dans la performance opérationnelle en partitionnant notre échantillon selon le type d'offre d'échange. Le tableau 13 rapporte les changements moyens (médians) dans les ratios EBITDA/Actifs et EBITDA/Ventes entre les trimestres -4 et -1, -1 et +4 et -1 et +8. Tout d'abord, peu importe le type d'offre d'échange, nous n'observons pas de changement significatif dans la performance

opérationnelle entre les trimestres -4 et -1 précédant l'évènement. Nous pouvons donc à nouveau confirmer l'absence de causalité inverse dans notre étude. De plus, à l'exception du ratio EBITDA/Actifs sur la fenêtre [-1, 8], le changement dans la performance opérationnelle accompagnant les offres de fonds propres n'est pas statistiquement significatif. Sur cette fenêtre, le changement médian dans la performance (EBITDA/Actifs) est plus important pour les firmes conduisant des offres de rachat de comptant (2.80%), suivi de celles conduisant des offres de fonds propres (1.36%) et de dette sénior et/ou sécurisée (0.94%). Ainsi, en accord avec notre hypothèse H2b, le changement dans la performance opérationnelle suivant l'offre de fonds propres est bel et bien positif. Son ampleur est cependant inférieure à celle du changement accompagnant les offres de rachat au comptant. Par ailleurs, contrairement à nos hypothèses H3b et H4b, les changements dans la performance opérationnelle suivant les offres de dette sénior et/ou sécurisée et les offres de rachat au comptant sont positifs et de plus grande envergure pour ces dernières. En effet, sur la fenêtre [-1, 4], le changement médian dans le rendement des actifs est positif, statistiquement significatif et supérieur pour les firmes rachetant leurs titres au comptant (1.36%) par rapport aux firmes offrant de la dette à rang de priorité supérieur (0.79%). Le constat est le même avec notre deuxième mesure de la performance opérationnelle. Sur les fenêtres [-1, 4] et [-1, 8], les changements médians dans le ratio EBITDA/Ventes sont positifs, statistiquement significatifs et plus importants dans le cas des offres de rachat au comptant relativement aux offres de dette sénior et/ou sécurisée.

Tableau 13: Changements dans la performance opérationnelle trimestrielle selon le type d'offre d'échange

EBITDA/Actifs			
Fenêtre	Rachat au comptant	Fonds propres	Dettes Senior/Sécurisée
[-4, -1]	0.001328 (0.0) (20, 0.1841, -0.859)	-0.00063 (0.005445) (13, -0.1025, 0.664)	0.005175 (0.001872) (45, 0.9195, 0.389)
[-1, 4]	0.013016 (0.013578) (17, 2.3622**, 1.917*)	0.005008 (0.001504) (10, 0.7931, 0.764)	0.010203 (0.00789) (39, 2.9585***, 3.126***)
[-1, 8]	0.018428 (0.027985) (14, 3.0525***, 2.354**)	0.015064 (0.013645) (8, 2.4854**, 1.68*)	0.013151 (0.0094) (33, 1.8413*, 3.10***)
EBITDA/Ventes			
Fenêtre	Rachat au comptant	Fonds propres	Dettes Senior/Sécurisée
[-4, -1]	-0.02837 (-0.02802) (20, -0.7795, -0.747)	-0.04358 (-0.00022) (13, -0.8491, -0.314)	-0.01655 (-0.00531) (46, -0.464, -0.246)
[-1, 4]	0.096702 (0.076866) (17, 2.1496**, 2.059**)	-0.00075 (0.000862) (10, -0.0246, 0.051)	0.021042 (0.024664) (40, 0.3021, 2.50**)
[-1, 8]	0.107936 (0.099243) (14, 2.1385*, 1.852*)	0.0016 (0.00079) (8, 0.0609, 0.28)	0.070567 (0.019427) (33, 1.477, 1.992**)

Les symboles \*\*, \* et \*\*\* indiquent la significativité statistique à des niveaux de confiance respectifs de 10%, 5% et 1%. Les tailles d'échantillon, t-statistiques et statistiques du test des médianes (*Wilcoxon signed rank test*) sont indiquées entre parenthèses sous les changements moyens (médians) dans la performance opérationnelle.

## 7. CONCLUSION

Les offres publiques d'échange sont des événements d'importance majeure sur les marchés financiers. Pour une firme en détresse financière, cette forme de restructuration est effectuée dans le but d'éviter la faillite ou un défaut de paiement, en lui permettant d'alléger ses charges financières périodiques.

Au cours de ce travail de recherche, nous avons étudié l'impact des offres d'échange sur la performance des firmes en détresse financière lors des deux années subséquentes. Nous avons analysé cet impact selon la composition des offres, c'est-à-dire selon la nature des titres offerts par l'entreprise en échange des titres originaux. Plus précisément, nous nous sommes intéressés aux offres de fonds propres, de dette sénior et/ou sécurisée et de rachat au comptant. La collecte manuelle de notre échantillon de firmes ayant effectué une offre publique d'échange entre 2000 et 2012 fut une étape cruciale. Pour ce faire, nous avons eu recours à l'information disponible dans les rapports annuels *Moody's Corporate Default and Recovery Rates* et *Compendium of Corporate Bond and Loan Defaults*. Nous avons également effectué un travail de recherche rigoureux à travers les publications financières disponibles dans Factiva et les formulaires 10-K afin de déterminer la composition de chacune des offres d'échange, les montants nominaux en circulation le jour de l'annonce et les montants totaux échangés par les créanciers. L'identification du *cusip* et de l'état de la situation financière des firmes au moment de l'annonce a également fait l'objet d'une collecte manuelle minutieuse dans Bloomberg et Factiva.

Avec un échantillon composé de 130 offres publiques d'échange, nous couvrons une période plus longue et un plus grand nombre d'événements par rapport aux anciens travaux portant sur le même thème. Cependant, dû à la nature même des firmes, nous n'avons pu en traiter que 40 lors de notre première étude d'évènement. En effet, afin d'analyser l'impact des offres d'échange sur la performance boursière, nous avons eu recours à un sous-échantillon composé uniquement des firmes dont le cours boursier était disponible au cours des deux années suivant l'annonce. Nous étions alors exposés à un biais de sélection, car notre échantillon était censuré. Les caractéristiques des firmes qui ont survécu pouvaient différer systématiquement de celles des firmes qui n'ont pas survécu jusqu'à la fin de la période étudiée, dû à une faillite, une radiation ou une acquisition. Afin de contrôler pour ce biais de sélection dans notre analyse des

déterminants de la performance boursière attribuable aux offres d'échange, nous avons eu recours à la méthode du maximum de vraisemblance avec information limitée.

En utilisant le taux de participation comme mesure du succès à court terme des offres d'échange, nous trouvons que ce sont les offres de rachat au comptant qui connaissent le moins de succès, avec seulement 54.31% des titres rapatriés en moyenne. Toutefois, avec un taux de participation moyen de 79.62%, les offres de fonds propres semblent inciter davantage les créanciers à participer à la renégociation de la dette, car souvent considérées comme une solution de dernier recours, elles peuvent indiquer une probabilité plus importante que la firme entre en procédure de faillite. Par ailleurs, les offres de dette sénior et/ou sécurisée ne semblent pas inciter davantage les créanciers à participer à l'échange par rapport aux offres de dette de même rang de priorité que celui de l'émission originale.

En comparant la performance boursière des firmes de notre échantillon à celle de portefeuilles de référence ajustés selon la taille et le ratio *market-to-book*, nous constatons que l'impact des offres d'échange se fait bel et bien ressentir de manière significative à plus long terme. En effet, au terme des 250 et 500 premiers jours suivant la renégociation, les firmes étudiées ont connu une performance cumulative supérieure en moyenne à celle de leur portefeuille de référence de l'ordre de 36.65% et 37.56% respectivement. Du côté du marché, les nombreux obstacles à la restructuration donnent lieu à un délai concernant la résolution de l'incertitude. L'observation de rendements anormaux significatifs sur une période prolongée indique d'abord que les marchés ne sont pas totalement efficaces, mais aussi que l'événement transmet graduellement de l'information au marché au sujet de la valeur de la firme. Alternativement, la persistance des rendements anormaux à long terme peut potentiellement être expliquée par les coûts de transaction, le manque de liquidité et le délai de résolution de l'incertitude entourant l'efficacité de la restructuration.

Nous avons identifié l'impact de la composition et du succès à court terme des offres d'échange sur la performance des firmes au terme des deux années fiscales suivant la renégociation. Selon nos deux mesures de la performance anormale, nous trouvons que les trois types d'offres d'échange ont un impact négatif statistiquement significatif sur les rendements des firmes en détresse financière au terme des 250 et 500 premiers jours suivant l'annonce. L'impact négatif est de plus grande ampleur pour les offres de

fonds propres, suivi des offres de rachat au comptant et des offres de dette sénior et/ou sécurisée. Contrairement à notre hypothèse de départ, il semble que le coût informationnel lié à un échange de fonds propres surpasse le soulagement qu'il procure quant à la pression financière. Aussi, bien que l'offre de dette ne permette pas une réduction aussi importante des charges financières, elle ne nuit pas autant à la performance boursière que lorsque les réserves de trésorerie sont utilisées pour racheter la dette publique. Par ailleurs, le taux de participation à l'offre d'échange, une mesure de son succès à court terme, a également un impact négatif statistiquement significatif sur la performance à long terme. D'après ce résultat, nous sommes portés à croire qu'une participation accrue des créanciers à la renégociation indique que la détresse financière est plus sévère qu'elle ne l'est reflétée par l'information publique disponible. Du point de vue du marché, une situation financière plus fragile rend le scénario de la faillite plus probable, ce qui pourrait en partie expliquer l'impact négatif du taux de participation sur les rendements boursiers.

L'étude de l'impact des offres d'échange sur la performance opérationnelle nous a permis de d'analyser la majorité des firmes de notre échantillon, et non pas seulement les firmes publiques appartenant à l'univers CRSP qui ont survécu à la restructuration. Selon nos trois mesures, nous trouvons que le changement dans la performance opérationnelle lors de l'année précédant la renégociation n'est pas statistiquement significatif. L'absence de causalité inverse confirme que la renégociation de la dette n'a pas été entraînée par une détérioration de la rentabilité des entreprises. De plus, nous observons des changements positifs statistiquement significatifs dans les ratios EBITDA/actifs et EBITDA/ventes sur les intervalles [-1, 4] et [-1, 8] mesurés en trimestres. Par ailleurs, l'ajustement de la performance opérationnelle semble ralentir l'apparition de la croissance, sans toutefois enrayer sa significativité. En soustrayant le rendement des actifs de firmes de contrôle de celui des firmes étudiées, nous notons des changements médians positifs statistiquement significatifs sur les fenêtres [-1, 5] et [-1, 9].

L'ajustement à l'aide de firmes de contrôle sélectionnées selon leur industrie, leur taille et leur performance opérationnelle passée nous a permis de dissocier la composante du changement dans la performance attribuable à l'offre d'échange de celle due à des facteurs spécifiques aux entreprises. Malheureusement, les ressources disponibles ne

nous ont pas permis de contrôler pour les effets de l'industrie, ni d'appliquer la méthodologie des groupes de contrôle telle que décrite par Barber et Lyon (1996), qui offre davantage de robustesse. Selon cette approche, chaque firme de l'échantillon est associée à un portefeuille de firmes comparables sur la base de l'industrie et de la performance opérationnelle passée. La performance des firmes étudiées est alors ajustée en lui soustrayant la valeur médiane correspondante de son groupe de contrôle. Cette méthode permet une réduction considérable de l'impact des événements extraordinaires pouvant affecter les firmes de contrôle.

Tandis qu'une poignée d'auteurs se sont intéressés à l'impact et au succès des offres d'échange à court terme, l'impact sur la performance à long terme selon la composition des offres restait un thème inexploré. Pourtant, le sujet est très pertinent, surtout lorsque l'on constate le nombre spectaculaire de restructurations sous forme d'offres publiques d'échange dont la récente crise financière a été le théâtre. À travers ce mémoire, nous avons montré que les offres d'échange ont un impact significatif autant sur la performance boursière que sur la performance opérationnelle des firmes en détresse financière au cours des deux années subséquentes. Il a été particulièrement intéressant de constater que le succès à court terme n'est pas garant de la performance à long terme, et que la hausse du rang de priorité n'est pas un incitatif suffisant à l'échange aux yeux des créanciers.

Ultérieurement, il serait intéressant de tester l'impact des offres d'échange en fonction d'indicateurs plus précis du degré de sévérité de la détresse financière. Le volume des transactions de vente entourant les obligations, le nombre de coupons non payés et l'ampleur de l'escompte affectant les obligations ciblées feraient certainement l'objet d'une analyse pertinente.

## **ANNEXES**

Tableau A1: Modèles de régression estimés par OLS et LIML avec les CAR [-1, 250] comme variable dépendante

CAR (-1 : 250)	OLS (1)	LIML	OLS (2)	LIML	OLS (3)	LIML	OLS (4)	LIML
Offre de fonds propres	-2.205*** (0.593)	-2.205*** (0.382)	-2.135*** (0.555)	-2.135*** (0.376)	-2.316*** (0.46)	-2.316*** (0.349)	-2.256*** (0.436)	-2.256*** (0.346)
Offre de rachat au comptant	-1.896** (0.702)	-1.896*** (0.453)	-1.956** (0.667)	-1.956*** (0.452)	-1.524*** (0.479)	-1.524*** (0.364)	-1.741*** (0.457)	-1.741*** (0.363)
Offre de dette sénior/sécur	-1.442** (0.528)	-1.442*** (0.341)	-1.413** (0.506)	-1.413*** (0.343)	-1.517*** (0.425)	-1.517*** (0.323)	-1.497*** (0.407)	-1.497*** (0.323)
Taux de participation	-1.744** (0.651)	-1.744*** (0.42)	-1.925*** (0.518)	-1.925*** (0.351)	-1.886*** (0.487)	-1.886*** (0.37)	-1.913*** (0.443)	-1.913*** (0.352)
Ln(Montant en circulation)	-0.765* (0.414)	-0.765*** (0.267)	-0.720* (0.39)	-0.720*** (0.264)	-0.251* (0.124)	-0.251*** (0.094)	-0.177* (0.1)	-0.177** (0.079)
Nombre d'émissions	0.037 (0.075)	0.037 (0.049)	- -	- -	- -	- -	- -	- -
Proportion d'actifs intangibles	1.853 (1.116)	1.853** (0.72)	1.619 (0.973)	1.619** (0.659)	1.172 (0.725)	1.172** (0.551)	0.902 (0.664)	0.902* (0.527)
Proportion d'actifs vendus (moy. 2 ans)	-55.86* (27.287)	-55.86*** (17.614)	-57.67** (26.088)	-57.67*** (17.661)	-63.91** (21.74)	-63.91*** (16.512)	-76.61*** (20.038)	-76.61*** (15.9)
BAIIA/actifs (moyenne 3 ans)	-0.805 (0.843)	-0.805 (0.544)	-0.778 (0.812)	-0.778 (0.55)	- -	- -	- -	- -
Current Ratio	0.033 (0.202)	0.033 (0.13)	0.047 (0.193)	0.047 (0.131)	-0.107 (0.062)	-0.107** (0.047)	-0.136** (0.054)	-0.136*** (0.043)
Proportion de dette sécurisée	-0.703 (0.634)	-0.703* (0.409)	-0.612 (0.586)	-0.612 (0.396)	-0.408 (0.492)	-0.408 (0.374)	- -	- -
Levier	-0.116 (0.851)	-0.116 (0.549)	0.027 (0.771)	0.027 (0.522)	-0.626 (0.654)	-0.626 (0.497)	-0.349 (0.624)	-0.349 (0.495)
Taille [Ln(Actifs)]	0.438 (0.375)	0.438* (0.242)	0.487 (0.348)	0.487** (0.236)	- -	- -	- -	- -
Constante	15.018** (5.729)	15.018*** (3.698)	13.905** (5.078)	13.905*** (3.438)	8.942*** (2.637)	8.942*** (2.003)	7.354*** (2.141)	7.354*** (1.699)
Nombre d'observations	24		24		26		27	
Wald (LIML)	137.3***		133.49***		112.57***		98.92***	
Pseudo R <sup>2</sup> (LIML)	0.8512		0.8476		0.8124		0.7856	
R <sup>2</sup> ajusté (OLS)	0.6578		0.6814		0.6873		0.6721	

Tableau A2: Coefficients VIF correspondant aux modèles de régression du tableau A1

VIF	(1)	(2)	(3)	(4)
Taille (ln(Actifs))	26.81	24.89	-	-
Montant en circulation (ln)	22	20.95	2.03	1.29
Offre de rachat au comptant	7.31	7.09	3.57	3.5
Nombre d'émissions	5.81	-	-	-
Ratio de liquidité	5.4	5.3	1.63	1.24
Offre de dette sénior/sécurisée	4.69	4.63	3.38	3.11
Offre de fonds propres	4.16	3.91	2.6	2.31
Proportion de dette sécurisée	4.13	3.79	2.93	-
Proportion d'actifs intangibles	4.04	3.3	1.81	1.53
Proportion d'actifs vendus	3.19	3.13	2.12	1.84
Levier	2.92	2.58	1.86	1.66
Taux de participation	2.46	1.68	1.49	1.37
EBITDA/Ventes	1.49	1.48	-	-
VIF moyen	7.26	6.89	2.34	1.98

Tableau A3: Matrice de corrélation entre les variables dépendantes et indépendantes

	BHAR (-1,250)	BHAR (-1,500)	CAR (-1,250)	CAR (-1,500)	PART_RATE	AMOUNT_OUT	N_BONDS	CDS	ASSETS_SOLD_2	EBITDA_ASSETS	LEVER	CURRENT_RATIO
BHAR (-1,250)	1											
BHAR (-1,500)	0.9688	1										
CAR (-1,250)	0.8146	0.7247	1									
CAR (-1,500)	0.689	0.6386	0.8807	1								
PART_RATE	-0.3544	-0.2572	-0.485	-0.3592	1							
AMOUNT_OUT	-0.0061	-0.0073	-0.0528	-0.0307	-0.1799	1						
N_BONDS	0.0225	-0.0478	-0.0078	-0.1103	-0.3871	0.7822	1					
CDS	0.2039	0.256	0.0319	0.0005	-0.1964	0.6504	0.4247	1				
ASSETS_SOLD_2	-0.2612	-0.2143	-0.2809	-0.3516	-0.0236	-0.2392	-0.0541	0.0294	1			
EBITDA_ASSETS	-0.7092	-0.7207	-0.6348	-0.5773	0.3192	-0.0718	0.0462	-0.2158	0.231	1		
LEVER	-0.2292	-0.2047	-0.1469	0.0063	0.1882	0.0328	-0.0279	-0.1991	-0.0656	0.0555	1	
CURRENT_RATIO	-0.2804	-0.2759	-0.1303	-0.0594	0.1856	-0.423	-0.3453	-0.5116	-0.0376	-0.1079	0.1892	1
STDEBT_ON_ASSETS	0.3138	0.267	0.188	-0.0235	-0.3291	0.3387	0.642	0.2888	0.2404	-0.1889	0.0021	-0.4379
SIZE	0.1271	0.1043	0.0194	-0.007	-0.221	0.8992	0.7648	0.5696	-0.2089	-0.0977	-0.0717	-0.6372
INTAN	0.255	0.3027	0.1099	0.2716	0.1609	0.0351	-0.2446	-0.0667	-0.3855	0.0557	0.1321	-0.2527
SECUR_DEBT_1	-0.0129	-0.0274	-0.0459	0.0866	0.3144	-0.6739	-0.4929	-0.5383	0.2663	0.186	-0.0987	0.2718
EQUITY	-0.2633	-0.2024	-0.4534	-0.4465	0.2799	-0.157	-0.1518	0.1085	0.098	0.3261	-0.4132	-0.0678
CASH	-0.005	-0.1072	0.0111	0.0197	-0.0959	0.3054	0.1989	0	-0.3069	-0.08	0.3654	-0.3116
D_SENIOR_SECURE	0.165	0.2244	0.0786	0.1018	-0.1181	0.0179	0.061	-0.0976	-0.1943	-0.0937	0.1243	0.2794

	STDEBT_ON_ASSETS	SIZE	INTAN	SECUR_DEBT_1	EQUITY	CASH	D_SENIOR_SECURE
STDEBT_ON_ASSETS	1						
SIZE	0.5203	1					
INTAN	-0.3397	-0.032	1				
SECUR_DEBT_1	-0.2266	-0.5422	0.0043	1			
EQUITY	-0.0764	-0.1439	0.1663	0.0431	1		
CASH	0.198	0.5033	-0.0601	-0.1942	-0.3321	1	
D_SENIOR_SECURE	-0.2015	-0.1636	0.1869	-0.1334	-0.3705	-0.4183	1

Tableau A4: Légende de la matrice de corrélation (Tableau A3)

BHAR (-1, 250)	Rendements anormaux capitalisés issus de la fenêtre d'événement [-1, 250]
BHAR (-1,500)	Rendements anormaux capitalisés issus de la fenêtre d'événement [-1, 500]
CAR (-1, 250)	Rendements anormaux cumulatifs issus de la fenêtre d'événement [-1, 250]
CAR (-1, 500)	Rendements anormaux cumulatifs issus de la fenêtre d'événement [-1, 500]
PART_RATE	Taux de participation à l'offre d'échange exprimé en pourcentage
AMOUNT_OUT	Somme des valeurs nominales des émissions d'obligations ciblées par l'offre d'échange à la date d'annonce
N_BONDS	Nombre d'émissions d'obligations ciblées par l'offre d'échange
CDS	Variable binaire prenant la valeur 1 si un contrat CDS est transigé pour l'émetteur
ASSETS_SOLD_2	Proportion d'actifs vendus en moyenne lors des 2 années précédant la restructuration
EBITDA_ASSETS	Performance opérationnelle moyenne mesurée au cours des 3 années précédant la restructuration
LEVER	Levier financier : Dette totale / Actifs totaux
CURRENT_RATIO	Ratio de liquidité à court terme
STDEBT_ON_ASSETS	Importance de la dette à court terme : Portion court terme de la dette à long terme / Actifs totaux
SIZE	Taille : Logarithme naturel des actifs totaux
INTAN	Proportions d'actifs intangibles
SECUR_DEBT_1	Dette à long terme garantie par les actifs de la firme / Dette à long terme totale
EQUITY	Variable binaire prenant la valeur 1 pour une offre de fonds propres
CASH	Variable binaire prenant la valeur 1 pour une offre de rachat au comptant
D_SENIOR_SECUR	Variable binaire prenant la valeur 1 pour une offre de dette sénior et/ou sécurisée

Tableau A5: Régression des CAR et BHAR des fenêtres [-1, 250] et [-1, 500] par moindres carrés ordinaires (OLS)

OLS	CAR [-1, 250]	CAR [-1, 500]	BHAR [-1, 250]	BHAR [-1, 500]
Offre de fonds propres	-2.256*** (0.436)	-3.083*** (0.641)	-3.622** (1.467)	-5.272** (2.144)
Offre de rachat au comptant	-1.741*** (0.457)	-2.206*** (0.671)	-2.262 (1.522)	-4.079* (2.224)
Offre de dette sénior/sécurisée	-1.497*** (0.407)	-2.064*** (0.598)	-2.486* (1.363)	-4.384** (1.991)
Taux de participation	-1.913*** (0.443)	-2.029*** (0.651)	-2.831* (1.496)	-1.385 (2.185)
Montant en circulation (ln)	-0.177* (0.1)	-0.253 (0.147)	-0.208 (0.336)	-0.165 (0.491)
Proportion d'actifs intangibles	0.902 (0.664)	1.903* (0.976)	1.903 (2.355)	1.027 (3.441)
Proportion d'actifs vendus	-76.619*** (20.038)	-96.041*** (29.43)	-122.594* (66.794)	-165.439 (97.578)
Ratio de liquidité ( <i>Current Ratio</i> )	-0.136** (0.054)	-0.222** (0.08)	-0.164 (0.184)	-0.22 (0.269)
Levier	-0.349 (0.624)	-0.007 (0.916)	-1.937 (2.116)	-2.056 (3.091)
Constante	7.354*** (2.141)	9.251*** (3.144)	10.609 (7.233)	10.993 (10.566)
Nombre d'observations	27	27	26	26
F	6.92***	5.53***	1.47	1.02
R <sup>2</sup> ajusté	0.6721	0.6107	0.1449	0.0086

Les symboles \*,\*\* et \*\*\* indiquent la significativité statistique à des niveaux de 10%, 5% et 1%.

Tableau A6: Régressions estimées par LIML avec transformation  $\log(x/1-x)$  appliquée au taux de participation

LIML	CAR (-1 :250)	CAR (-1 :500)	BHAR (-1 :250)	BHAR (-1 :500)
Offre de fonds propres	-2.105*** (0.41)	-3.044*** (0.583)	-3.337*** (1.258)	-5.035*** (1.785)
Offre de rachat au comptant	-1.588*** (0.407)	-2.04*** (0.578)	-1.98 (1.242)	-3.826** (1.763)
Offre de dette sénior/sécurisée	-1.371*** (0.364)	-1.92*** (0.517)	-2.284** (1.117)	-4.266*** (1.585)
Taux de participation (logit)	-0.547*** (0.13)	-0.554*** (0.185)	-0.755* (0.406)	-0.237 (0.576)
Ln(Montant en circulation)	-0.193** (0.094)	-0.242* (0.133)	-0.246 (0.289)	-0.194 (0.41)
Proportion d'actifs intangibles	1.204** (0.6)	2.297*** (0.853)	2.302 (1.96)	1.05 (2.782)
Proportion d'actifs vendus	-70.969*** (18.177)	-85.061*** (25.809)	-116.174** (55.481)	-164.075** (78.741)
<i>Current Ratio</i>	-0.144*** (0.049)	-0.228*** (0.07)	-0.178 (0.153)	-0.226 (0.217)
Levier	-0.406 (0.583)	0.038 (0.827)	-2.25 (1.804)	-2.591 (2.561)
Constante	6.557*** (1.955)	7.73*** (2.776)	9.809 (6.057)	10.97 (8.596)
Nombre d'observations	26	26	25	25
Test de Wald	70.38***	61.62***	17.64**	14.11
Pseudo R <sup>2</sup>	0.7302	0.7033	0.4136	0.3608

Les symboles \*, \*\* et \*\*\* indiquent la significativité statistique à des niveaux de 10%, 5% et 1%.

Tableau A7: Régressions estimées par OLS avec transformation  $\log(x/1-x)$  appliquée au taux de participation

OLS	CAR (-1 :250)	CAR (-1 :500)	BHAR (-1 :250)	BHAR (-1 :500)
Offre de fonds propres	-2.105*** (0.523)	-3.044*** (0.743)	-3.337* (1.624)	-5.035** (2.305)
Offre de rachat au comptant	-1.588*** (0.519)	-2.04** (0.737)	-1.98 (1.603)	-3.826 (2.276)
Offre de dette sénior/sécurisée	-1.371*** (0.464)	-1.92*** (0.659)	-2.284 (1.442)	-4.266* (2.046)
Taux de participation (logit)	-0.547*** (0.166)	-0.554** (0.236)	-0.755 (0.524)	-0.237 (0.744)
Ln(Montant en circulation)	-0.193 (0.119)	-0.242 (0.17)	-0.246 (0.373)	-0.194 (0.53)
Proportion d'actifs intangibles	1.204 (0.765)	2.297* (1.087)	2.302 (2.531)	1.05 (3.592)
Proportion d'actifs vendus	-70.969*** (23.171)	-85.061** (32.9)	-116.174 (71.626)	-164.075 (101.654)
<i>Current Ratio</i>	-0.144** (0.063)	-0.228** (0.089)	-0.178 (0.197)	-0.226 (0.28)
Levier	-0.406 (0.743)	0.038 (1.055)	-2.25 (2.329)	-2.591 (3.306)
Constante	6.557** (2.493)	7.73** (3.539)	9.809 (7.819)	10.97 (11.097)
Nombre d'observations	26	26	25	25
F	4.81***	4.21***	1.18	0.94
R <sup>2</sup> ajusté	0.5785	0.5363	0.0618	0.0000

Les symboles \*, \*\* et \*\*\* indiquent la significativité statistique à des niveaux de 10%, 5% et 1%.

Tableau A8: Coefficients VIF correspondant aux modèles de régression du tableau 11

VIF	CAR (-1 :250) CAR (-1 :500)	BHAR (-1 :250) BHAR (-1 :500)
Offre de rachat au comptant	3.5	3.44
Offre de dette sénior/sécurisée	3.11	2.93
Offre de fonds propres	2.31	2.33
Proportion d'actifs vendus	1.84	1.81
Levier	1.66	1.69
Proportion d'actifs intangibles	1.53	1.52
Taux de participation	1.37	1.37
Montant en circulation (ln)	1.29	1.31
Ratio de liquidité	1.24	1.25
VIF moyen	1.98	1.96

Tableau A9: Régression des CAR et des BHAR par LIML : suppression des variables non-significatives

	(1) CAR [-1, 250]	(2) CAR [-1, 500]	(3) BHAR [-1, 250]	(4) BHAR [-1, 500]
Offre de fonds propres	-2.204*** (0.341)	-3.082*** (0.497)	-0.708 (0.954)	-1.777 (1.650)
Offre de rachat au comptant	-1.838*** (0.338)	-2.207*** (0.492)	-0.423 (0.925)	-1.153 (1.557)
Offre de dette sénior/sécurisée	-1.520*** (0.324)	-2.065*** (0.472)	0.258 (0.840)	-0.157 (1.464)
Taux de participation	-1.981*** (0.342)	-2.030*** (0.497)	-1.662 (1.106)	
Montant en circulation (ln)	-0.178** (0.0801)	-0.253** (0.117)		
Proportion d'actifs vendus	-79.77*** (15.40)	-96.10*** (22.42)	-41.29 (46.79)	-58.85 (80.02)
Proportion d'actifs intangibles	0.764 (0.494)	1.900*** (0.719)		
Ratio de liquidité	-0.143*** (0.0423)	-0.222*** (0.0615)		
Constante	7.326*** (1.714)	9.250*** (2.494)	2.094* (1.115)	1.865 (1.254)
Nombre d'observations	27	27	39	39
Pseudo R <sup>2</sup>	0.782	0.745	0.118	0.058
Test de Wald	96.64***	79.07***	5.22	2.39

Les symboles \*, \*\* et \*\*\* indiquent la significativité statistique à des niveaux de 10%, 5% et 1%.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Altman, E.I., Karlin, B. (2009), The re-emergence of distressed exchanges in corporate restructurings, *Journal of Credit Risk*, 5(2), 43-56

Asquith, P., Gertner, R., Scharfstein, D. (1994), Anatomy of financial distress: an examination of junk bond issuers, *Quarterly Journal of Economics* 109, 625-658

Barber, B., Lyon, J. (1997), Detecting long-run abnormal stock returns: the empirical power and specification of test statistics. *Journal of Financial Economics* 43, 341-372

Bedendo, M., Cathcart, L., El-Jahel, L. (2010), In and out of court debt restructuring in the presence of credit default swaps, Centre for applied research in Finance, Working paper

Bennedsen, M., Pérez-González, F., Wolfenzon, D. (2007), Do CEO's matter?, New York University, Working paper

Brown, D., James, C., Mooradian, R. (1993), The information content of distressed restructurings involving public and private debt claims, *Journal of Financial Economics* 33, 93-118

Chatterjee, S., Dhillon, U.S, Ramirez, G.G. (1995), Coercive tender and exchange offers in distressed high-yield debt restructurings : An empirical analysis, *Journal of Financial Economics* 38, 333-360

Chatterjee, S., Dhillon, U.S, Ramirez, G.G. (1996), Resolution of Financial Distress: Debt Restructurings via Chapter 11, Prepackaged Bankruptcies, and Workouts, *Financial Management*, 25(1), 5-18

Danis, A. (2012), Do Empty Creditors Matter? Evidence from Distressed Exchange Offers, Georgia Institute of Technology, 1-52, Working paper

Denis, D.J., Denis, D.K. (1995), Performance changes following top management dismissals, *Journal of Finance* 50, 1029-1057

Dharan, B., Ikenberry, D. (1995), The long-run negative drift of post-listing stock returns, *Journal of Finance* 5, 1547-1574

Eberhart, A., Altman, E., Aggarwal, R. (1999), The Equity Performance of Firms Emerging from Bankruptcy, *Journal of Finance* 54, 1855-1868

Fama, E., French, K. (1992), The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, 427-466

Fenn, G. (2000), Speed of issuance and the adequacy of disclosure in the 144A high-yield debt market, *Journal of Financial Economics* 56, 383-405

Franks, J.R., Torous, W.N. (1994), A Comparison of financial restructuring in distressed exchanges and Chapter 11 reorganizations, *Journal of Financial Economics* 35, 349-370

Gertner, R., Scharfstein, D. (1991), A theory of workouts and the effects of reorganization law, *Journal of Finance* 46, 1182-1222

Giammarino, R. (1989), The resolution of financial distress, *Review of Financial Studies* 2, 25-47

Gilson, S., John, K., Lang, L. (1990), Troubled debt restructurings: An empirical study of private reorganization of firms in default, *Journal of Financial Economics* 27, 315-353

Goyal, A., Kahl, M., Torous, W. (2003), The long-run stock performance of financially distressed firms: an empirical investigation, Emory University & UCLA, Working Paper

Haugen, R., Senbet, L. (1978), The insignificance of bankruptcy costs to the theory of optimal capital structure, *Journal of Finance* 33, 383-393

Haugen, R., Senbet, L. (1988), Bankruptcy and agency costs: their significance to the theory of optimal capital structure, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23, 27-38

Heckman, J. (1979), Sample selection bias as a specification error, *Econometrica* vol. 47, 153-161

Hotchkiss, E., John, K., Mooradian, R., Thorburn, K. (2008) Bankruptcy and the resolution of financial distress, *Handbook of Empirical Corporate Finance* vol. 2, Chapter 14, 1-54

- Hu, H., Black, B. (2008), Debt, equity and hybrid decoupling: governance and systemic risk implications, *European Financial Management*, 14(4), 663-709
- Huson, M., Malatesta, P., Parrinoc, R. (2004), Managerial succession and firm performance, *Journal of Financial Economics* 74, 237-275
- Ikenberry, D., Lakonishok, J., Vermaelen, T. (1995), Market underreaction to open market share repurchases, *Journal of Financial Economics* 39, 181-208
- James, C. (1996), Bank Debt Restructurings and the Composition of Exchange Offers in Financial Distress, *Journal of Finance* 51, 711-727
- Kahan, M., Tuckman, B. (1993), Do bondholders lose from junk bond covenant changes? *Journal of Business* 66, 499-518
- Kothari, S., Warner J. (1997), Measuring long-horizon security price performance, *Journal of Financial Economics* 43, 301-340
- Lehn, K., Poulsen, A. (1989), Free cash flow and stockholder gains in going private transactions, *Journal of Finance* 44, 771-787
- Leshchinskii, D. (2004), The Impact of Post-Acquisition Decisions and Learning on Long-Term Abnormal Returns, *Lally School of Management and Technology*, 1-48
- Lie, E., Lie, H., McConnell, J. (2001), Debt-reducing exchange offers, *Journal of Corporate Finance* 7, 179-207
- Lyon, J., Barber, B., Tsai, C. (1999), Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns, *Journal of Finance* 54, 165-201
- MacKinlay, C. (1997), Event studies in economics and finance, *Journal of Economic Literature* 35, 13-39
- Mann, S., Powers, E. (2007), Determinants of bond tender premiums and the percentage tendered, *Journal of Banking & Finance* 31, 547-566
- Masulis, R. (1980), The effects of capital structure change on security prices, *Journal of Financial Economics* 8, 139-178

Moody's (2000), Approach to evaluating distressed exchanges, Moody's Investors Service, Global Credit Research

Mooradian, R., Ryan, H. (2000), Investment Banks and public debt exchange offers in financial distress, Northeastern University & Northeastern University, Working paper

Mooradian, R., Ryan, H. (2005), Out-of-Court Restructurings and the Resolution of Financial Distress: Section 3(a)(9) Compared to Investment-Bank-Managed Exchange Offers, *Journal of Business* 78, 1593-1624

Narayanan, R., Uzmanoglu, C. (2012), Empty creditors and distressed debt restructuring, E. J. Ourso College of Business, Working paper

Pagratis, S. (2005), Coordination failure, herding and the signalling role of banks in debt-exchange offers, *London School of Economics (FMG)*, 1-42

Rau, P.R., Vermaelen, T. (1998), Glamour, value and the post-acquisition performance of acquiring firms, *Journal of Financial Economics* 49, 223-253

Ritter, J. (1991), The long-run performance of initial public offerings, *Journal of Finance* 46, 3-27

Seiler, M., Chakornpipat, R. (1997), Biases in computing long term returns in event studies, *American Business Review*, 106-112

Wruck, K. (1990), Financial distress, reorganization and organizational efficiency, *Journal of Financial Economics* 27, 419-444