HAL
open science

Modification de la valeur nominale des actions et gestion de l'actionnariat : le cas français de 2003 à 2007

Bruno Pecchioli

To cite this version:

Bruno Pecchioli. Modification de la valeur nominale des actions et gestion de l'actionnariat : le cas français de 2003 à 2007. Gestion et management. Université Nancy 2, 2010. Français. NNT : 2010NAN22003 . tel-01752927

HAL Id: tel-01752927

https://hal.univ-lorraine.fr/tel-01752927v1

Submitted on 29 Mar 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ DE LORRAINE

AVERTISSEMENT

Ce document est le fruit d'un long travail approuvé par le jury de soutenance et mis à disposition de l'ensemble de la communauté universitaire élargie.

Il est soumis à la propriété intellectuelle de l'auteur. Ceci implique une obligation de citation et de référencement lors de l'utilisation de ce document.

D'autre part, toute contrefaçon, plagiat, reproduction illicite encourt une poursuite pénale.

Contact : ddoc-theses-contact@univ-lorraine.fr

LIENS

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 122. 4
Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 335.2- L 335.10
http://www.cfcopies.com/V2/leg/leg_droi.php
http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm

Université Nancy 2

Ecole Doctorale de Sciences Juridiques, Politiques, Economiques et de Gestion

---

CEREFIGE
Centre Européen de Recherche en Economie Financière et Gestion des Entreprises
ISAM-IAE, Pôle lorrain de Gestion, 13 rue Maréchal NEY, 54037 NANCY Cedex

MODIFICATION DE LA VALEUR NOMINALE DES ACTIONS ET GESTION DE L'ACTIONNARIAT

Le cas français de 2003 à 2007

Thèse présentée et soutenue publiquement le Vendredi 10 Décembre 2010
en vue de l'obtention du Doctorat en Sciences de Gestion

par

Bruno PECCHIOLI

Membres du jury

Directeurs de Recherche :	**Pascal ALPHONSE**
	Professeur à l'Université de Lille 2
	Mireille JAEGER
	Professeure à l'Université de Nancy 2
Rapporteurs :	**Géraldine BROYE**
	Professeure à l'Université de Strasbourg
	Frédéric LOBEZ
	Professeur à l'Université de Lille 2
Suffragant :	**Alain SCHATT**
	Professeur à l'Université de Neuchâtel

L'université n'entend donner ni approbation, ni improbation aux opinions émises dans la thèse. Celles-ci doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Résumé : *MODIFICATION DE LA VALEUR NOMINALE DES ACTIONS ET GESTION DE L'ACTIONNARIAT*

Le cas français de 2003 à 2007

Les opérations de division/multiplication de nominal ont fait l'objet de nombreuses recherches depuis quelques décennies, principalement anglo-saxonnes. Deux hypothèses principales en ressortent. L'hypothèse de signalement suppose que l'annonce de l'opération permet au dirigeant d'une entreprise cotée de transmettre au marché son information privée concernant ses performances futures. L'hypothèse d'ajustement des prix vise quant-à-elle un objectif plus opérationnel : l'opération permettrait d'ajuster le niveau de prix en sorte d'impacter la liquidité et le risque des titres ou de satisfaire les différentes classes d'investisseurs. Les travaux plus récents observent en plus de l'impact sur les rentabilités, la liquidité ou le risque, un changement dans la structure de l'actionnariat consécutif à ces opérations.

Les études empiriques réalisées et les méthodologies d'étude d'évènement mobilisées dans nos travaux montrent que ces deux hypothèses classiques sont difficilement applicables au marché français. Les observations sur ce marché conduisent à élargir la problématique au lien possible entre prix unitaire des titres et composition de l'actionnariat. Une hypothèse originale est alors proposée, modélisée et testée. Cette hypothèse d' « ajustement de l'actionnariat par les prix » explique notamment que les réactions soient différentes sur ce marché, comme la motivation du recours à de telles opérations. Le choix du niveau de prix « optimal » des actions correspond dans cette optique à un arbitrage entre la performance accrue due au contrôle d'investisseurs institutionnels et le bénéfice en termes de rentabilité exigée de disposer d'une base large d'actionnariat individuel.

Mots clés : divisions/multiplications de nominal, signalement, ajustement de prix, rentabilité, liquidité, risque, composition de l'actionnariat, étude d'évènement conditionnel.

Abstract : *SPLITS/REVERSE SPLITS AND SHAREHOLDING MANAGEMENT*

The French case 2003-7

Many studies, essentially Western, have tested hypotheses for split/reverse splits announcements over the past few decades. Two major hypotheses emerge from these studies. The "signaling hypothesis" assumes that the split announcement (ad) allows listed firms managers to convey to the market private information concerning future cash flows. The "price adjustment" hypothesis aims a more operational objective. According to this hypothesis, the operation is a means for adjusting the stock price in a way to impact liquidity and risk or to satisfy the various investor classes. More recent works observe, in addition to the price impact and volatility or liquidity effects, a modification in the ownership structure of the firms, resulting from these operations.

Realized empirical studies and mobilized event study techniques in our works show that these two classical hypotheses are difficult to apply to the French market. Observations on this market lead to expand the research problem to the possible link between securities price level and shareholding composition. An original hypothesis is then proposed, modeled and tested. This hypothesis of "shareholding adjustment by the stock price" explains why reactions are such different on this market, as well as the managers' incentives. The choice of the "optimal" share price can be seen in this context as a trade-off between the increased performance from institutional investor monitoring and the benefits in terms of required rate of return to have a broad individual shareholder base.

Keywords : Split/reverse split, signaling, price adjustment, return, liquidity, risk, shareholding composition, conditional event study.

Remerciements :

Même si la réalisation d'une thèse est un travail « en solitaire », ceci n'a pas empêché nombre de personnes bienveillantes de mon entourage de me soutenir, m'encourager, me guider et parfois même me supporter dans les périodes de doute plus difficiles.

Je tiens donc à adresser tout d'abord mes plus profonds et sincères remerciements aux Professeurs Pascal Alphonse et Mireille Jaeger pour avoir su aiguiser mon goût pour la recherche et surtout m'avoir permis de réaliser ce travail de thèse dans de bonnes conditions, en me guidant tout au long de mon parcours.

Ma reconnaissance s'adresse également au Professeur Géraldine Broye ainsi qu'au Professeur Frédéric Lobez pour m'avoir fait tous deux l'honneur de participer à mon jury et d'accepter d'être mes rapporteurs.

Je remercie pareillement le Professeur Alain Schatt pour son intérêt pour mes travaux et l'honneur qu'il me fait de participer également à mon jury.

Cette recherche n'aurait sans doute pas abouti sans l'aide précieuse du Professeur Jean-Claude Ray dont la disponibilité et les bons conseils n'ont jamais fait défaut et m'ont été indispensables. Je tiens donc à lui exprimer toute ma gratitude, ainsi qu'aux autres membres de l'Ecole Doctorale, son nouveau Directeur le Professeur Frédéric Stasiak et son adjoint M. Bruno Jeandidier, de même que Madame Catherine Drouhot et Madame Sandrine Cecchi qui lui a depuis succédé.

Je tiens à remercier également tous mes collègues de l'ISAM-IAE, tant le corps enseignant que le personnel administratif pour avoir facilité mon intégration et fait en sorte que ces quelques années se passent dans les meilleures conditions possibles. J'espère qu'ils m'excuseront de ne pas tous les nommer mais la liste est longue.

Je souhaite aussi témoigner toute mon amitié à mes collègues doctorants, qui m'ont toujours soutenu, avec une pensée toute particulière pour Veasna Khim et nos discussions interminables, mais toujours constructives.

J’ai bien sûr une pensée pour chaque membre du CEREFIGE, en particulier pour Yasmina Lemzery et Christine Ruiz qui ont facilité nombre de mes démarches et à qui je témoigne toute mon amitié et ma reconnaissance.

Mes remerciements et sentiments vont aussi à ma famille, ma chère mère Marie-Line qui a vécu et ressenti avec moi chaque moment de stress, de doute ou de joie, mon père Jean-Paul qui m’a apporté son indéfectible soutien, ainsi que mes deux frères Fabien et Etienne, sans oublier mes grands-parents, mes oncles et tantes, mon beau-père et mes charmantes demi-sœurs. C’est à eux que je dédie cette thèse.

Enfin, j’adresse un grand Merci à tous mes amis pour leur soutien bien entendu, mais surtout pour ces moments de détente en leur compagnie qui m’on permit de m’aérer l’esprit, de décompresser et parfois de relativiser et prendre un recul utile et nécessaire à mes recherches.

J’ai sans doute oublié certaines personnes, auxquelles je penserai malheureusement une fois le document en impression, alors ces dernières lignes sont pour eux en espérant très sincèrement que chacun et chacune s’y reconnaitra et n’en m’en tiendra pas rigueur.

SOMMAIRE

Introduction générale p. 17

Partie introductive

Introduction p. 22

Chapitre 1 : *Une opération apparemment blanche* p. 23

1. Un exemple p. 23
2. Opérations blanches, explications p. 24
   1.1. Précisions sur les divisions de nominal p. 25
   1.2. Comparaison avec les attributions gratuites d'actions p. 25
   1.3. Les multiplications de nominal p. 26
3. Une réaction inattendue p. 27

Chapitre 2 : *Faits marquants sur le plan empirique* p. 30

1. Division de nominal et réaction des cours p. 30
   1.1. Réaction à l'annonce p. 31
   1.2. Réaction à la date de réalisation p. 34
2. Performance à long terme p. 35
   2.1. L'étude de Desai & Jain (1997) p. 35
   2.2. L'étude de Boehme (2001) p. 36
   2.3. Les travaux de Byun & Rozeff (2003) sur les différentes méthodes d'estimation des rentabilités anormales à long terme p. 38
3. Incidence de l'opération sur la liquidité des titres et les volumes de transactions p. 38
   3.1. Les modèles et méthodologies utilisés pour les volumes de transactions p. 39
   3.2. Les résultats empiriques des différents auteurs p. 40
   3.3. Les autres variables utilisées permettant de juger de la liquidité d'un titre p. 41
4. Incidence de l'opération sur le risque lié au titre p. 42
   4.1. Impact sur la variance des rentabilités autour de l'évènement p. 42
   4.2. Impact de la division sur le risque systématique p. 43
5. Impact sur l'actionnariat de l'entreprise p. 44
6. Stratégie de portefeuille et opportunité de gain p. 47

6.1. L'étude de Charest (1978) p. 47
6.2. Les travaux de Sheikh (1989) p. 49

Etat de l'art

Introduction p. 51
Chapitre 3 : *Premiers éléments explicatifs* p. 53
1. Les caractéristiques des entreprises qui divisent leurs actions p. 53
1.1. Caractéristiques avant l'annonce p. 53
1.2. Caractéristiques après la réalisation de l'opération p. 54
2. Les réponses aux enquêtes apportées par les praticiens p. 55
2.1. L'enquête de Baker & Gallagher (1980) p. 55
2.2. Les travaux de ce type en France p. 55
3. L'étude pionnière de Fama, Fisher, Jensen & Roll (1969) p. 56
4. L'article de référence de Grinblatt, Masulis & Titman (1984) p. 58
4.1. Hypothèses p. 58
4.2. Données et méthodologie de l'étude p. 59
4.3. Résultats empiriques p. 60

Chapitre 4 : *L'hypothèse de signalement et contenu informationnel de l'annonce* p. 62
1. Le recours à la théorie du signal pour expliquer la réaction des cours p. 62
2. L'hypothèse de signalement par le biais de l'annonce de division de nominal p. 63
2.1. L'hypothèse de réputation p. 64
2.2. L'hypothèse d'attention, ou hypothèse des firmes sous-évaluées p. 64
3. Limites de l'hypothèse de signalement : coût et choix du type d'annonce p. 64
4. Modélisation et tests empiriques de l'hypothèse de signalement p. 67
4.1. Les travaux de McNichols & Dravid (1990) et le rôle du facteur de division p. 67
4.2. Le modèle de Brennan & Hugues (1991) et l'incitation du courtier p. 70
4.2.1. Hypothèses p. 70
4.2.2. Présentation du modèle p. 71
4.2.3. Résultats empiriques p. 75
4.3. Les travaux de Nayak & Prabhala (2001) et la séparation de l'effet du dividende p. 76
4.3.1. Hypothèses p. 76

4.3.2. Présentation du modèle p. 77
4.3.3. Résultats empiriques p. 78
4.4. Le modèle de Brennan & Copeland (1988) et le contenu informationnel de la « fourchette de prix cible » p. 79
4.4.1. Hypothèses p. 79
4.4.2. Présentation du modèle p. 80
4.4.3. Résultats empiriques p. 82

Chapitre 5 : *L'hypothèse d'ajustement des prix et impact à la réalisation de la division* p. 85
1. Ajustement des prix et conciliation des intérêts divergents des différents investisseurs p. 85
1.1. Les travaux de Goyenko, Holden & Ukhov (2005) sur l'amélioration de la liquidité p. 85
1.1.1. Hypothèses p. 86
1.1.2. Méthodologie p. 86
1.1.3. Résultats empiriques p. 88
1.2. L'hypothèse de rapprochement des normes du secteur de Lakonishok & Lev (1987) p. 89
1.2.1. Hypothèses p. 89
1.2.2. Méthodologie p. 90
1.2.3. Résultats empiriques p. 90
1.3. Le modèle d'avantage fiscal de Lamoureux & Poon (1987) p. 91
1.3.1. Hypothèses du modèle p. 91
1.3.2. Méthodologie p. 92
1.3.3. Résultats empiriques p. 94
2. Hypothèses sur la réaction des cours lors de la réalisation de l'opération p. 95
2.1. L'effet du « tick » ou variation minimale p. 95
2.2. L'impact des coûts de transactions p. 96
2.3. L'effet « clientèle » ou fiscal p. 96
2.4. L'élargissement du marché p. 97

Chapitre 6 : *Les travaux récents et l'impact de la division sur l'actionnariat de l'entreprise* p. 98

1. Incidence de la division sur la « clientèle » d'investisseurs de l'entreprise p. 98
1.1. Les travaux de Lipson (1999) sur les transactions et les types d'ordres transmis p. 98
1.1.1. Les données de l'étude p. 99
1.1.2. Les résultats empiriques p. 99
1.2. Rôle de la variation relative du « tick » sur l'actionnariat de l'entreprise, l'étude de Lipson & Mortal (2006) p.100
1.2.1. L'échantillon d'étude p.100
1.2.2. Hypothèses p.101
1.2.3. Méthodologie p.101
1.2.4. Résultats empiriques p.102
2. L'impact du changement de clientèle d'investisseurs à la suite d'une division : l'étude de Dhar, Goetzmann, Sheperd & Zhu (2004) p.103
2.1. Les données de l'étude p.104
2.2. Hypothèses des auteurs p.104
2.3. Méthodologie employée p.104
2.4. Résultats empiriques p.105

Problématique et hypothèses

Introduction p.108
Chapitre 7 : *Problématique, intérêt du terrain d'étude, hypothèses et protocole de recherche* p.109
1. Les deux questions de recherche principales p.109
1.1. Quel est précisément l'impact des modifications de nominal sur les caractéristiques des titres du marché français ? p.109
1.2. Comment expliquer ces phénomènes, quel est l'objectif poursuivi par les dirigeants ? p.109
2. L'intérêt du marché et des données françaises p.110
2.1. Le choix de la période d'étude p.110
2.2. Le choix du lieu d'étude p.110
2.2.1. la distinction juridique entre divisions de nominal et attributions gratuites p.110
2.2.2. la variation du pas de cotation par paliers successifs p.112

2.2.3. pas d'ajustement des quotités de négociation suite à la division p.112
2.2.4. une réaction significative à la date de réalisation mais pas à l'annonce p.112
2.2.5. pas d'annonce spécifique de l'opération p.113
3. La formulation d'une hypothèse originale p.113
4. Hypothèses à tester dans le cadre de cette étude p.114
4.1. Les hypothèses classiques p.114
4.1.1. L'hypothèse de signalement p.114
4.1.2. L'hypothèse d'ajustement des prix p.115
4.2. L'hypothèse d' « ajustement de l'actionnariat par les prix » p.116
5. Protocole de recherche p.116
5.1. La construction d'un modèle théorique p.117
5.2. Une étude des raisons invoquées par les dirigeants dans les annonces publiques p.117
5.3. Une analyse du « timing » des opérations et de leur visibilité dans la presse financière p.118
5.4. Une étude d'évènement sur les rentabilités et les volumes p.118
5.5. Une étude sur le risque et la volatilité p.118
5.6. Les comparaisons d'échantillons avant/après l'évènement et régressions p.119

Partie théorique

Introduction p.120
Chapitre 8 : *Prix unitaire des titres, structure de l'actionnariat et contrôle* p.121
1. Choix de la structure d'actionnariat lors de l'introduction en bourse et influence du contrôle des investisseurs institutionnels sur la valeur de l'entreprise : les travaux de Mello et Parsons (1998) p.121
1.1. L'idée de départ des auteurs p.121
1.2. Le modèle p.122
1.2.1. La population des investisseurs p.122
1.2.2. La séquence des évènements sur les différents marchés p.123
1.2.3. Négociations, information et prix sur le marché secondaire p.124
2. L'arbitrage entre soucis de liquidité et bénéfice du contrôle : le modèle de Maug (1998) p.127

2.1. Hypothèses et objectifs de l'auteur p.127
2.2. Le modèle théorique p.127
2.2.1. L'effet d' « enfermement » p.128
2.2.2. L'effet « liquidité » p.131
2.2.3. L'effet d' « engagement » p.131
3. Le modèle de tick optimal d'Angel (1997) p.135
3.1. Hypothèses p.135
3.2. Le modèle p.135
3.3. Résultats empiriques p.137
4. Prix unitaire des titres et clientèle d'investisseurs de l'entreprise : le modèle de Fernando, Gatchev et Spindt (2004) p.139
4.1. hypothèses et objectifs p.139
4.2. le modèle p.140
4.3. résultats empiriques p.142

Chapitre 9 : *Un modèle théorique expliquant l'influence des modifications de nominal sur la structure de l'actionnariat* p.145
1. Hypothèses du modèle p.145
1.1. La population d'investisseurs p.146
1.1.1. Les investisseurs particuliers et la sensibilité au prix unitaire p.146
1.1.2. Les investisseurs institutionnels et la sensibilité à la valeur marginale du contrôle p.148
1.2. L'impact de la part relative des investisseurs dans le capital de la société par rapport à la population totale d'investisseurs p.149
1.3. L'impact de la variation de l'écart bid-ask relatif (spread) p.149
1.4. L'impact du contrôle de la société par les investisseurs institutionnels p.150
2. Développement du modèle : optimisation et prix d'équilibre p.151
2.1. L'expression modifiée du taux de rentabilité requis par les actionnaires p.151
2.2. Optimisation : dérivée partielle en fonction du niveau de prix p.152
2.3. Le prix d'équilibre p.152
3. Conséquences et limites du modèle p.153
3.1. Les conséquences du modèle p.153

3.2. Les limites p.154

Partie empirique

Introduction p.155

Chapitre 10 : *Méthodologie des études d'évènement* p.156

1. Méthodologie pour les prix (ou rentabilités) p.156
   1.1. Définition, lieu et impact de l'évènement p.157
   1.2. Date d'évènement p.157
   1.3. Calcul des rentabilités anormales p.158
   1.4. Estimation de la norme p.159
   1.5. Tests statistiques de significativité p.162
2. Méthodologie pour les volumes de transactions p.163
   2.1. Un bref état de l'art en matière d'étude d'évènement par les volumes p.164
      2.1.1. L'utilisation des volumes pour tester l'hypothèse de contenu informationnel p.165
      2.1.2. Les études basées sur des simulations p.167
   2.2. Méthodologie proposée pour l'étude d'évènement par les volumes de transactions p.168
      2.2.1. Le calcul des volumes anormaux p.168
      2.2.2. Le choix de la norme p.169
      2.2.3. Les caractéristiques des volumes anormaux : transformations nécessaires p.171
      2.2.4. Les tests de significativité p.172

Chapitre 11: *Auto-sélection de l'échantillon et étude d'évènement conditionnel* p.173

1. L'auto-sélection de l'échantillon p.173
   1.1. Un biais dans l'estimation p.173
   1.2. La distribution tronquée p.174
   1.3. Le modèle d'Heckman (1979) p.175
   1.4. Un problème de variable omise p.176
2. La variable omise comme information privée des dirigeants p.177
3. Estimation et tests p.177
4. Le modèle de l'étude p.178

4.1. Deux décisions simultanées p.178
4.2. Estimation du modèle : précisions p.180
4.3. Le choix des variables à inclure p.183

Chapitre 12 : *Données empiriques, statistiques descriptives et études exploratoires* p.184
1. Définition des échantillons d'étude p.184
1.1. Echantillon de divisions/multiplications de nominal p.184
1.2. Echantillons de contrôle p.186
2. Statistiques descriptives p.187
3. Etudes exploratoires p.189
3.1. Une analyse du « timing » des opérations et de leur visibilité dans la presse financière p.189
3.1.1. Le « timing » des opérations p.189
3.1.2. Analyse des parutions d'annonces dans le quotidien « *Les Echos* » p.190
3.2. L'étude des motivations affichées des dirigeants à l'annonce p.191
3.3. L'évolution du flottant les mois entourant l'opération p.192

Chapitre 13 : *Résultats des études d'évènement* p.194
1. Etude d'évènement sur les rentabilités des titres p.194
1.1. Impact des divisions/multiplications de nominal sur les rentabilités des titres p.195
1.1.1. A la date d'annonce de l'évènement au BALO p.195
1.1.2. A la date de l'Assemblée Générale et à la date de parution de l'avis financier p.197
1.1.3. A la date d'exercice (ou de réalisation) p.199
1.2. Résultats de l'étude d'évènement conditionnel, distinction des effets p.201
1.2.1. Lien avec l'information contenue dans la réalisation de la division p.202
1.2.2. Séparation de l'effet de l'annonce d'augmentation du dividende p.204
2. Etude d'évènement sur les volumes de transactions p.205
2.1. A la date d'annonce de l'évènement au BALO p.206
2.2. A la date d'exercice (ou de réalisation) p.209

Chapitre 14 : *Etude des caractéristiques des titres et analyses complémentaires* p.213
1. Précisions méthodologiques p.213

1.1. Tests de comparaison de deux échantillons p.213
1.1.1. Test paramétrique de différence de moyenne p.214
1.1.2. Test non-paramétrique de la somme des rangs de Mann-Whitney-Wilcoxon p.214
1.2. Test de Levene d'égalité des variances p.216
1.3. Test de Chow de stabilité des paramètres d'une régression p.217
1.4. Méthodologie d'Ohlson & Penman (1985) pour l'analyse de la variance p.218
2. Résultats de l'étude des caractéristiques des titres p.219
2.1. Analyse de la liquidité des titres p.219
2.1.1. Comparaison des taux de rotation moyens p.220
2.1.1.1. 1 an et 6 mois avant/après l'opération p.220
2.1.1.2. 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation p.222
2.1.2. Stabilité des paramètres du FTSM estimé autour de l'opération p.223
2.2. Analyse du risque associé aux titres p.225
2.2.1. Analyse du risque total p.225
2.2.1.1. 1 an et 6 mois avant/après l'opération p.226
2.2.1.2. 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation p.227
2.2.2. Analyse du risque systématique p.230
2.2.2.1. 1 an et 6 mois avant/après l'opération p.230
2.2.2.2. 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation p.233
2.2.3. Analyse du risque spécifique p.235
2.2.3.1. 1 an et 6 mois avant/après l'opération p.236
2.2.3.2. 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation p.238
3. Analyses complémentaires p.240
3.1. Facteurs explicatifs de la valeur du facteur de division p.241
3.2. Lien entre volumes anormaux et rentabilités anormales autour de l'opération p.243
3.3. Facteurs explicatifs de la variation du flottant autour de l'opération p.244

Conclusion : *Discussion de l'ensemble des résultats* p.246

Annexes p.251
Annexe 1 : Ajustement du modèle de marché, tests de normalité, d'auto-corrélation et d'hétéroscédasticité conditionnelle p.251

Annexe 2 : Histogramme des erreurs moyennes et test de normalité sur la période d'estimation (j+21 à j+270) du modèle de marché simple (MM) et ajusté (avec erreurs GARCH) p.255

Annexe 3 : Résultats de l'étude d'évènement sur les rentabilités avec le modèle de marché simple (MM) p.256

Annexe 4 : matrices variances-covariances standard et convergentes asymptotiques des paramètres, employées dans les tests de significativité de l'étude d'évènement conditionnel p.260

Annexe 5 : Résultats de l'étude d'évènement sur les volumes de transactions avec le « taux d'accroissement du volume » (TAV) p.262

Annexe 6 : résultats des tests de Chow sur les paramètres du modèle de marché et du FTSM et du test de Levene sur la variance des résidus du modèle de marché, selon la période d'estimation retenue et par entreprise p.266

Bibliographie p.272

INTRODUCTION GENERALE

Le marché boursier a pour principale fonction de permettre, au moyen de la confrontation directe entre offre et demande de titres, une cotation continue de la valeur des sociétés ayant émis des actions. Tandis que la valeur intrinsèque d'une firme ne varie que par la modification de ses cash flows futurs, la valeur boursière est quant-à-elle influencée par les anticipations des investisseurs et les caractéristiques institutionnelles du marché sur lequel le titre est coté. Si le marché est "parfait" et reflète toute l'information disponible (information passée et présente, publique ou privée, ce qui correspond à un marché efficient), la différence entre valeur intrinsèque et valeur boursière est négligeable, les investisseurs réagissant instantanément aux informations produites (Fama, 1965).

En outre, certaines décisions financières prises par les dirigeants n'ont à priori pas d'impact sur la valeur intrinsèque de la société mais affectent tout de même en réalité la valeur boursière. La théorie classique de la finance assimilait ce phénomène à une aberration résultante des imperfections du marché. En effet, une opération n'engendrant aucune modification de la richesse d'une société ne devrait pas avoir d'impact sur sa valeur boursière selon la logique financière classique. Selon cette logique, la valeur d'une société est considérée comme indépendante du nombre de titres qui composent son capital. On constate pourtant dans la pratique que les décisions visant à augmenter le nombre de titres d'une société (sans création ou destruction de richesse) affectent les cours boursiers de manière significative. On observe essentiellement sur les marchés deux types d'opérations de cette nature : les divisions de nominal et les attributions gratuites de titres.

La division de nominal est une opération financière qui consiste à multiplier le nombre de titres constituant le capital d'une société tout en divisant la valeur nominale de l'action par le même quotient, le facteur ou rapport de division. De la même manière, le cours boursier du titre est lui aussi divisé par ce même facteur. L'opération consiste donc d'un point de vue pratique à échanger des actions anciennes contre des nouvelles dont le nombre est proportionnel au rapport de division du nominal, de façon à garder constante la valeur du portefeuille détenu. Le montant du capital social de l'entreprise reste inchangé du fait que la baisse de la valeur nominale du titre est compensée par l'augmentation du nombre de ces mêmes titres.

Les attributions gratuites d'actions se matérialisent quant-à-elles par l'émission de nouveaux titres distribués « gratuitement » aux anciens actionnaires au prorata de leur part initiale dans le capital social de l'entreprise. Les actions nouvellement constituées ont donc les mêmes caractéristiques que les anciennes. La valeur nominale des titres reste inchangée, mais l'accroissement de leur nombre engendre une baise proportionnelle du cours de l'action. C'est l'effet mécanique de dilution du capital par la création d'actions nouvelles. En fait, cette opération peut être considérée comme une augmentation de capital sans apport de fonds, grâce à l'incorporation de tout ou partie des réserves de l'entreprise dans son capital social. Notons que dans ce cas, l'incorporation de réserves au capital peut à terme réduire la capacité de l'entreprise à distribuer des dividendes dans le futur.

Ces deux formes de distributions d'actions ont des conséquences similaires du point de vue du marché. En effet, toutes deux se caractérisent par un accroissement du nombre de titres accompagné d'une baisse proportionnelle du cours. Aucune de ces deux opérations n'engendre de variation de richesse (création ou destruction) puisqu'elles n'affectent pas les cash flows futurs de la société. En se plaçant dans le cadre restrictif des hypothèses classiques de la finance ayant trait au fonctionnement des marchés boursiers, ces opérations ne devraient donc pas affecter la valeur du cours ni le risque ou les volumes de transactions de la société considérée. Il est alors intéressant de se poser une première question : pourquoi les entreprises ont-elles recours à ce type d'opérations ? Autrement dit, quel est le but poursuivi par les dirigeants? En effet, si l'impact d'une division de titres est négligeable, voire nul, pour les entreprises comme pour les investisseurs, qu'est ce qui peut bien motiver les dirigeants à dépenser du temps et de l'argent pour effectuer de telles démarches? Par ailleurs, un nombre conséquent de travaux empiriques, principalement sur les marchés nord-américains, observent un impact significatif de la division notamment sur les cours mais aussi sur les volumes de transactions, la liquidité ou les variables de risque d'une société. Quels sont alors les facteurs qui expliquent ces réactions? S'agit-il réellement d'une aberration due aux imperfections du marché ou y a-t-il d'autres explications plus complexes?

Les divisions de nominal sont des opérations assez fréquentes notamment sur le marché américain mais aussi sur le marché français. Le recours à ce genre d'opérations sur titre n'est d'ailleurs pas un phénomène récent. Environ 150 entreprises cotées au NYSE (New York Stock Exchange) sur 837 ont effectué au moins une division de titre entre 1921 et 1930

(V. Lakonishok & B. Lev, 1987). Depuis, leur utilisation s'est nettement développée et fait maintenant partie de la vie courante des titres des grandes sociétés cotées. Il semble donc que ce ne sont pas seulement des opérations « cosmétiques » mais que de réels enjeux se cachent derrière la gestion du cours de l'action par les dirigeants.

De nombreux travaux scientifiques ont donc logiquement vu le jour, surtout aux Etats-Unis, en tentant d'étudier l'impact sur la richesse des actionnaires et d'expliquer les phénomènes observables lors de l'annonce ou la réalisation d'une division, depuis Dolly dans les années 30 et surtout Fama, Fisher, Jensen & Ross (1969). Deux grandes hypothèses ressortent de ces travaux. La première, que l'on nomme hypothèse de signalement, consiste à dire que les divisions servent aux dirigeants d'entreprises ayant de bonnes perspectives futures à divulguer de manière plus ou moins déguisée cette information. Il s'agit alors de réduire l'asymétrie d'information entre dirigeants et investisseurs. La seconde, l'hypothèse d'ajustement des prix, se base sur l'idée que la division permet de ramener le cours à un niveau de prix « optimal » en matière de nombre transactions, de liquidité et de volatilité, ou correspondant davantage aux normes du secteur.

Les travaux les plus récents sur ce sujet ont tendance à développer cette hypothèse d'ajustement des prix en la déclinant d'une manière intéressante. La gestion du cours du titre n'aurait pas seulement pour but d'optimiser les transactions ou de se rapprocher d'une norme. Il s'agirait davantage d'attirer une catégorie spécifique d'investisseurs pour lesquels l'accès au titre était jusqu'alors difficile du fait de son « prix » unitaire élevé. D'une certaine manière, les dirigeants utilisent la division pour atteindre un niveau de prix du titre permettant de choisir l'actionnariat pour l'entreprise, comme lors du choix du cours en cas de première introduction en bourse. On choisit le prix « optimal », c'est-à-dire le facteur de division correct du capital social qui détermine alors le type d'actionnariat que l'entreprise va attirer. Cette idée est développée dans la suite de notre travail en tant qu' « hypothèse d'ajustement de l'actionnariat par les prix ». Vue sous cet angle, cette hypothèse suppose alors que la division est un outil à la disposition du dirigeant lui permettant d'agir d'une certaine manière sur la composition de son actionnariat et donc sur le contrôle que celui-ci opère sur l'entreprise. Le nominal d'une action peut être considéré comme une variable stratégique pour l'entreprise et constituer une barrière à l'entrée dans le capital de la société pour certaines classes d'investisseurs, notamment les investisseurs individuels.

Cette dernière hypothèse parait très probante aujourd'hui, notamment sur le marché français. En effet, les résultats des premières études exploratoires[1] effectuées sur le marché français font ressortir « l'élargissement de l'actionnariat » et « la facilité d'accès aux investisseurs individuels » comme principales motivations évoquées publiquement par les dirigeants. Les études d'évènements ne décèlent aucune rentabilité anormale lors de l'annonce d'une division mais plutôt à sa date de réalisation. Ces observations mettent fortement à mal l'hypothèse de signalement comme nous l'expliquons dans la suite de notre exposé. Mais est-ce réellement un problème de comportement de certaines classes d'investisseurs sensibles au prix unitaire des titres ou est-ce d'avantage lié à un phénomène de restriction ou de barrière à l'accès au marché par le montant élevé de ces mêmes prix, consciemment initié par les dirigeants?

Mais ce n'est pas le seul intérêt à étudier les divisions sur le marché français. Il s'agit d'un laboratoire d'étude intéressant pour plusieurs raisons. On constate tout d'abord que le nombre de publications et d'applications empiriques y est relativement faible. On peut citer comme exemples Yon (1987), Grar (1993) et plus récemment Alphonse & Bourghelle (2001). L'évolution récente des techniques d'études d'évènement permet par ailleurs de mieux prendre en compte le phénomène d'auto-sélection de l'échantillon, récurrent dans les études en sciences de gestion, et plus intéressant encore, de distinguer par là-même les effets lors d'une annonce simultanée de plusieurs évènements. Il semble alors judicieux d'utiliser une telle méthodologie sur le marché français, puisque la grande majorité des divisions de nominal qui y sont réalisées sont annoncées simultanément aux prévisions de distributions de dividendes, lors des Assemblées Générales. Il est donc très difficile de constituer des échantillons conséquents d'annonces « pures », non-contaminées par un autre évènement. Enfin, le marché boursier français présente certaines spécificités par rapport au marché américain, qui permettent d'affiner les hypothèses. Le pas de cotation ou « tick » est fixe sur le NYSE alors que jusque récemment il était variable en France, par paliers successifs selon le prix du titre. Il y a aussi sur ce marché un ajustement des quotités de négociation après les divisions. De ce fait la somme minimale nécessaire pour entrer dans le capital de l'entreprise varie peu. Alors qu'en France, les quotités ne sont pas ajustées après la division et l'accès au titre en est facilité. La distinction juridique entre attributions

[1] Les résultats de ces études figurent au chapitre 12.

gratuites et divisions de nominal y est également bien plus nette qu'aux Etats-Unis, si bien que les chercheurs américains ont très souvent assimilé les deux types d'opérations à une division dans leurs échantillons d'étude, en ne tenant compte que du rapport de division.

On peut ainsi scinder l'intérêt de notre recherche en trois axes distincts. L'intérêt théorique de ce travail est de préciser une nouvelle hypothèse dans le cadre d'un modèle théorique mettant en lumière le lien entre le niveau de prix unitaire des titres et la composition de l'actionnariat. L'intérêt empirique consiste à travailler sur une méthodologie récente d'étude d'évènement, l'évaluer et utiliser des nouvelles données intéressantes par leurs spécificités. Quant à l'intérêt pratique, il concerne tant le dirigeant de société que l'actionnaire : Il s'agit d'expliciter les raisons des dirigeants et les conséquences pour les actionnaires du recours ou non à une décision « coûteuse » afin que ceux-ci aient toutes les cartes en main pour évaluer la pertinence, l'intérêt, et l'effet de telles opérations sur les caractéristiques de l'entreprise pour les uns et sur leur investissement pour les autres.

L'objet de ce travail de thèse se décline alors en cinq grandes parties. Il s'agit premièrement de définir précisément les opérations étudiées et leur impact observable sur les différentes variables des actions considérées. La deuxième partie établit un état de l'art sur le sujet. Les différentes théories et hypothèses explicatives des divisions/multiplications de nominal élaborées à ce jour y sont présentées, analysées et discutées. Nos questions de recherche, notre problématique, nos hypothèses à tester ainsi que le protocole afférent pour ce travail de thèse sont ensuite précisés. En quatrième partie, un modèle théorique visant à expliciter la relation entre la division de nominal et le choix de la structure de l'actionnariat et développé. Enfin, la dernière partie consiste en l'élaboration et la mise en œuvre de plusieurs études empiriques permettant de tester un certain nombre des hypothèses proposées sur le marché français, quant au contenu informationnel des divisions de nominal notamment, en s'appuyant principalement sur une méthodologie statistique récente d'étude d'évènement conditionnel et sur des tests de comparaison d'échantillons. Les résultats obtenus sont discutés dans leur ensemble en conclusion.

PARTIE INTRODUCTIVE

Cette première partie introductive est constituée de deux chapitres. Le premier chapitre engage la réflexion en présentant un exemple particulier d'annonce de division de nominal, réalisée par l'entreprise Vinci en 2007. Les opérations étudiées y sont ensuite définies, pour terminer par l'observation des réactions en termes de cours et volume de transactions à l'annonce et la réalisation de cette opération.

Le deuxième chapitre reprend les différents phénomènes marquants, observables sur le plan empirique, concernant ces opérations dites « blanches ». Cette apparente « blancheur » est alors discutée au travers de la présentation des résultats similaires obtenus par différents auteurs, principalement sur le marché américain, mais aussi sur les marchés européens.

CHAPITRE 1 : *UNE OPERATION APPAREMMENT "BLANCHE"*

Commençons pour introduire notre propos par présenter un exemple particulier d'opération de division de nominal, réalisée en 2007 sur le marché français par l'entreprise Vinci. Des précisions sont ensuite apportées sur ce type d'opérations faisant varier le nominal des actions. Enfin, les réactions observables sur les cours et les volumes de transactions lors de l'annonce et de la réalisation de cette division du titre Vinci sont exposées pour entamer la discussion de l'apparente « blancheur » d'une telle opération.

1. Un exemple

VINCI, premier groupe mondial de construction et de services associés avec un chiffre d'affaires de 25 634 millions d'€ en 2006 (+ 11% par rapport à 2005) annonce une division par deux de ses actions dans un communiqué de presse datant du 14 Mai 2007, tel que :

VINCI

Société anonyme au capital de 1193 827 210 €
Siège social : 1, cours Ferdinand de Lesseps - 92500 Rueil-Malmaison
552 037 806 RCS Nanterre

Division par deux du nominal de l'action

L'assemblée générale mixte des actionnaires de VINCI, réunie le 10 mai 2007, a approuvé, dans sa partie extraordinaire, la division de la valeur nominale des actions de la société par deux et, en conséquence, l'échange de chacune des actions actuelles de 5 € nominal contre deux actions nouvelles de 2,50 € nominal et de même jouissance.

Cette opération permettra d'accroître la liquidité du marché du titre en favorisant son accès à de nouveaux actionnaires, et notamment aux actionnaires individuels.

La division du nominal sera effective le 17 mai 2007. A cette date, le nombre des actions composant le capital social sera multiplié par deux et le titre se négociera sur la base d'un cours divisé par deux.

Cette opération sera réalisée sans frais, sans formalité et sans perte de droit pour tous les actionnaires de VINCI.

www.vinci.com

Figure 1 : annonce de division de nominal de Vinci parue à l'AMF le 14 Mai 2007

Comme cela est déjà mentionné dans l'introduction générale, cette opération sur titre de division de nominal est uniquement comptable. Elle ne crée ni ne détruit à priori aucune richesse (Brealey & Meyers, 2003).

Il s'agit en fait simplement de multiplier le nombre de titres constituant le capital social de l'entreprise tout en divisant la valeur nominale de chaque titre par le même quotient, 2 dans l'exemple de VINCI présenté ci-avant. Chaque actionnaire voit ainsi le nombre de ses actions augmenté mais la part de capital qu'il possède reste inchangée. C'est ce que l'on nomme dans le jargon financier une « opération blanche ». On remarque d'ailleurs que l'objectif affiché par la direction de l'entreprise pour cette opération n'est pas traduit en termes de rentabilité mais d'amélioration de la liquidité et de facilité d'accès du titre aux actionnaires individuels. Cet objectif correspond bien à l'hypothèse centrale de notre étude succinctement présentée ci-après mais que nous développons plus loin.

Si la baisse du prix de l'action favorise effectivement l'accès du titre considéré aux actionnaires individuels, cela implique que la variable prix a une importance considérable pour les « petits » investisseurs comparativement aux institutionnels. Celle-ci constitue une contrainte dont ils doivent tenir compte en fonction de leur budget limité consacré aux placements financiers. Cette notion de limite de budget est à prendre en considération vis-à-vis des investisseurs institutionnels ayant des moyens bien plus importants, des objectifs d'investissement différents et surtout la capacité de contrôler la société. La division de nominal serait donc en quelque sorte pour les dirigeants un moyen « déguisé », sous l'apparence de vouloir par exemple simplement améliorer la liquidité, de gérer le cours du titre. La baisse de cours permettrait d'attirer de nouveaux investisseurs individuels non spécialisés, ne pouvant notamment exercer aucun contrôle sur l'entreprise, au détriment des institutionnels dont la part relative se verrait alors diminuée.

2. Opérations blanches, explications

Ce que l'on appelle communément en finance une « opération blanche » consiste en fait en une opération pouvant modifier la structure du capital de l'entreprise, mais sans lui apporter aucune ressource ou bénéfice supplémentaire. Ce type d'opérations ne peut donc pas se justifier par des besoins en capitaux mais s'inscrit en revanche dans la politique financière suivie par la société. Elles permettent par exemple de gérer les relations de l'entreprise avec son marché et de conduire une politique de fidélisation et/ou d'élargissement de l'actionnariat afin que ce dernier réponde favorablement à toute sollicitation ultérieure de fonds. Les opérations blanches sont bien souvent « génératrices

d'illusions » (E. Ginglinger, 1991). Certes l'entreprise distribue de nouvelles actions, en rembourse d'anciennes, multiplie ou divise le nombre de titres détenus par chaque actionnaire. Mais en réalité elle ne modifie pas la situation patrimoniale de chaque détenteur d'actions, d'où le terme d' « opération blanche » et la relative difficulté à justifier théoriquement leur recours par les dirigeants d'entreprises.

2.1. Précisions sur les divisions de nominal

Autorisée par un décret d'octobre 1975, la division du nominal d'une action (appelée « split » dans le jargon boursier) consiste pour une société à échanger chaque action existante contre un nombre proportionnel d'actions de valeur nominale moindre. C'est une opération technique et non boursière. Il s'agit bien d'une opération blanche dans le sens où celle-ci ne modifie que la structure du capital de la société en question (le nombre de titres et leur valeur nominale, c'est-à-dire la fraction du capital social que représente chaque titre) sans augmenter ses moyens de financement ou sa valeur intrinsèque. La division du nominal conduit alors logiquement à une division du dividende versé et des droits de vote attachés à chaque action dans les mêmes proportions. De plus sur le marché français (contrairement aux marchés américains), les divisions de titres ne sont pas suivies d'un ajustement des quotités de négociation. Ceci a pour effet direct de diminuer la somme d'argent nécessaire à un investisseur potentiel pour entrer dans le capital d'une entreprise, dans les mêmes proportions que la diminution du prix unitaire après la réalisation de l'opération.

Enfin, les divisions de nominal sont des opérations assez fréquentes sur le marché nord-américain mais aussi sur le marché français, et ceci n'est pas un phénomène récent. Pas moins de 150 entreprises cotées au NYSE (New York Stock Exchange) sur 837 au total ont effectué au moins une opération de ce type entre 1921 et 1930 (V. Lakonishok & B. Lev, 1987). Et on dénombre plus d'une centaine de divisions de titres sur le marché français entre janvier 2003 et décembre 2007, soit une moyenne d'environs une vingtaine par an.

2.2. Comparaison avec les attributions gratuites d'actions

Lorsqu'elles font des bénéfices, les sociétés peuvent en mettre une partie en réserve pour épargner, s'autofinancer ou simplement prévenir des lendemains difficiles. Une autre solution consiste à incorporer ces réserves au capital de l'entreprise. Pour ce faire,

l'entreprise peut soit augmenter le nominal de l'action, soit attribuer un certain nombre d'actions "gratuites" à ses actionnaires en fonction du nombre de titres qu'ils possèdent. Chaque action ancienne détermine alors un droit d'attribution. Les actionnaires ont le choix d'exercer ou non ce droit et peuvent aussi l'acquérir lorsqu'ils ne possèdent pas le nombre précis de titres (et donc de droits d'attribution) pour bénéficier de l'action gratuite, ou encore le revendre lorsqu'ils ne souhaitent pas recevoir d'action nouvelle. Il existe une formule simple pour calculer la valeur théorique du droit d'attribution :

$$droit\ d'attribution = \frac{cours\ avant\ attribution * nombre\ d'actions\ nouvelles}{nombre\ d'actions\ anciennes + nouvelles} \quad (1)$$

Les attributions gratuites n'apportent aucune ressource à l'entreprise qui en distribue. Elles se traduisent simplement par un changement purement comptable, une variation bilancielle, sans aucun bénéfice direct pour l'entreprise. Pour les actionnaires, l'attribution n'influence pas non plus la valeur globale des titres détenus en portefeuille puisque le cours de l'action est alors amputé de la valeur du droit d'attribution. Ce type d'opération apparemment neutre pour l'émetteur comme pour l'investisseur connaît néanmoins, tout comme les divisions de nominal, un succès considérable. Elles permettent de gérer le cours de l'action en donnant aux actionnaires, du fait de leur apparente gratuité, l'impression d'être « choyés » par la société émettrice (E. Ginglinger, 1991).

Dans un certain nombre d'études, principalement américaines, les attributions gratuites et les divisions de nominal sont analysées conjointement, constituant un seul et même type d'opération. Ceci est dû au fait qu'aux Etats Unis, la distinction entre attribution gratuite, appelée « stock dividend[2] », et les divisions de nominal repose uniquement sur la valeur du rapport de division retenu : est considérée comme une division de titres toute attribution gratuite d'actions dont le rapport d'émission est supérieur ou égal à une pour quatre, soit un facteur de division de 1,25 ou plus.

La distinction entre les deux opérations est cependant plus marquée en France. Elles recouvrent des procédures dissemblables et le « timing » des deux opérations est très différent. Les divisions sont très ponctuelles, les fenêtres d'évènement[3] sont clairement

[2] A ne pas confondre avec l'option de paiement des dividendes en actions en France.
[3] La fenêtre d'évènement est l'intervalle de temps dans lequel on observe la réaction sur les cours ou d'autres variables de l'action lors d'une étude d'évènement.

identifiables alors que les attributions gratuites se font sur un intervalle de temps beaucoup plus long durant lequel de nombreux autres évènements majeurs peuvent survenir. Il paraît donc difficile d'étudier empiriquement ces deux opérations comme si toutes deux constituaient des divisions sur un marché tel que le nôtre.

De plus, les attributions gratuites ne disposent pas d'une opération directement « opposée » comme le sont les multiplications de nominal pour les divisions. De telles opérations ne permettent de modifier le niveau de prix des titres que dans le sens d'une diminution, ce qui limite ainsi leur utilisation et leur portée dans le cadre de l'hypothèse centrale de notre travail. Les attributions gratuites sont donc écartées de nos études, qui se concentrent exclusivement sur les divisions et multiplications de nominal.

2.3. Les multiplications de nominal

Cette technique, inverse à la division, consiste à diviser le nombre d'actions en circulation par un certain quotient et dans le même temps à multiplier le cours de l'action par ce même quotient. Ainsi, par exemple dans le cas d'une multiplication de nominal par 10, un actionnaire détenteur de 100 actions à 0,40 € chacune se retrouverait avec 10 actions cotées chacune 4 €. On considère généralement que cette opération est utilisée pour valoriser des titres ayant subi une baisse considérable du cours ou séduire d'éventuels investisseurs réticents à s'intéresser à des valeurs dont le cours est inférieur à l'unité. On appelle notamment ces titres dont le cours est inférieur à un dollar « penny stocks » sur les marchés américains.

3. Une réaction inattendue

Après avoir donné ces quelques précisions sur les opérations considérées dans notre recherche, revenons maintenant à notre exemple introductif, la division du nominal de l'action VINCI par deux, approuvée en Assemblée Générale le 10 Mai 2007, annoncée le 14 Mai 2007 et réalisée le 17 Mai 2007. Si l'on observe les cours boursiers de l'action ajustés de la division autour de la date d'annonce et de réalisation de celle-ci, on remarque plusieurs phénomènes intéressants (Cf. tableau n°1). Tout d'abord, on observe que le cours du titre Vinci a plus que doublé entre Mai 2005 et Mai 2007, en passant d'environs 30€ à plus de 60€. La division du titre a été mise en place après une période de forte hausse du titre.

Date	Cours d' ouverture	+ haut	+ bas	Cours de clôture	Vol. de transac°
10/05/2005	29,83	29,98	29,80	29,98	1530032
10/05/2006	40,78	41,5	40,73	41,45	2312894
09/05/2007	61,75	62,19	60,91	61,27	1409026
10/05/2007	61,75	61,90	60,10	60,10	2398374
11/05/2007	59,21	59,86	58,63	59,51	3613150
14/05/2007	59,01	59,21	58,02	58,41	2591590
15/05/2007	58,63	59,73	58,51	**59,56**	**2663698**
16/05/2007	59,90	59,97	58,69	59,03	2369956
17/05/2007	59,80	59,80	58,95	59,04	1314613
18/05/2007	59,39	60,54	59,23	**60,23**	**3206894**
21/05/2007	60,53	60,90	59,58	59,86	1566267

Tableau n°1 : cours boursiers et volumes de transaction du titre Vinci[4]

L'opération ramène le cours sous la limite de 100 €, faisant diminuer le pas de cotation, ou « tick » dans le jargon boursier[5], c'est-à-dire la variation minimum du cours, de 0,5 à 0,1 €. Ensuite, on constate qu'au lendemain de la publication de l'avis financier sur le site de l'Autorité des Marchés Financiers (le 14 Mai 2007), le cours de l'action augmente de près de 2%, tandis que le volume de transactions augmente quant-à-lui de presque 3% par rapport au jour précédent. La réaction semble encore plus importante lors de la réalisation de la division de nominal puisque au lendemain de celle-ci, le cours de bourse s'apprécie de nouveau de près de 2% par rapport à la veille. Le volume journalier de transactions (ajusté) augmente quant à lui de plus de 140%.

Les différents points observés sur cet exemple permettent déjà d'une certaine manière de nourrir notre réflexion. La division de nominal du titre Vinci ne parait pas aussi neutre qu'on pourrait le croire au premier abord. L'opération semble avoir un impact non négligeable sur les caractéristiques boursières de l'action, notamment en termes de cours, de rentabilité et de volumes, lors de l'annonce mais aussi et surtout à la date de réalisation.

[4] Source : données Thomson Financial DATASTREAM.
[5] Des précisions sur la notion de pas de cotation et son impact figurent dans la suite de l'exposé, notamment aux chapitres 5 (2.1), 6 (1.2), 7 (2.2.2) et 8 (3).

Si la motivation affichée du dirigeant est réelle et si la variable prix constitue bien une barrière à l'entrée pour les petits investisseurs, ceux-ci ne peuvent pas réagir à l'annonce de l'opération, même si l'information leur est révélée à ce moment précis. Ils sont seulement en mesure d'attendre la réalisation effective de la division, pour transmettre des ordres d'achats immédiatement après celle-ci, la quantité de titres offerts étant limitée. Cette augmentation soudaine de la demande sur le titre peut alors être la cause de l'augmentation de cours et de volume de transaction constatés. Enfin, un autre fait très intéressant corroborant cette proposition peut être observé. Le pourcentage de flottant (part des actions qui sont publiquement échangeables sur le marché, utilisé ici comme proxy de la part des individuels par rapports aux institutionnels dans le capital de l'entreprise) semble lui aussi évoluer positivement autour de l'opération. En effet, il passe de 86% dans les deux mois précédant l'annonce, à 87% après celle-ci, pour culminer à 92% dans les deux mois après la réalisation de la division[6].

De telles observations sur cet exemple particulier semblent contredire à première vue la notion de « blancheur » de la division de nominal, ou sa vocation uniquement « cosmétique ». L'étude d'un seul cas ne permet cependant pas de généraliser à l'ensemble de ces opérations. Il est dès lors intéressant de confronter dans un premier temps ces résultats liminaires à ceux déjà obtenus par différents chercheurs étudiant la question.

[6] Source : données Thomson Financial DATASTREAM.

CHAPITRE 2 : *FAITS MARQUANTS SUR LE PLAN EMPIRIQUE*

En suivant à la lettre les définitions courantes relatives aux divisions de titres telles qu'elles figurent au premier chapitre, on pourrait penser que celles-ci ont un impact négligeable voir nul sur les caractéristiques des titres. En effet, elles ne modifient ni la richesse de l'actionnaire ni les moyens de financements de l'entreprise. Cependant, à la lumière de notre exemple, le marché semble réagir favorablement à l'annonce et la réalisation d'une telle opération. Ainsi, un nombre considérable de chercheurs observent dans leurs travaux empiriques d'étranges phénomènes associés à l'annonce ou la réalisation de divisions de nominal.

On retrouve principalement et de manière assez récurrente dans ces études trois faits marquants relatifs aux divisions de titres. Le premier, le plus largement étudié dans la littérature, est l'effet positif de la division sur les cours boursiers, ou effet « valeur ». On trouve ensuite l'incidence de l'opération sur le risque associé au titre (systématique et/ou spécifique) et sur la liquidité ou les volumes de transactions. D'autre part, on observe ce type de phénomènes non seulement à la date d'annonce de ces opérations mais aussi, plus curieusement, lors de leur réalisation. Enfin, les travaux les plus récents montrent un impact significatif sur l'actionnariat de l'entreprise et la répartition du capital entre investisseurs institutionnels et individuels. Ce chapitre traite donc de l'impact des divisions sur les différentes caractéristiques des actions. Les phénomènes observés par les chercheurs s'étant penché sur ce sujet ainsi que les différentes méthodologies employées dans leurs travaux empiriques y sont présentés.

1. Division de nominal et réaction des cours

Les premières études mettant en évidence une réaction positive des cours à l'annonce d'une division d'actions datent des années 50 avec Barker (1956, 1957) puis Johnson (1966). Les travaux de Barker portent sur le NYSE[7] avec un échantillon couvrant la période 1951-1955. Afin d'appréhender la réaction des cours, l'auteur calcule pour chaque titre i de son échantillon le ratio suivant, et le compare ensuite à celui de l'indice « Standard and Poor's », en contrôlant pour le secteur auquel l'entreprise i appartient :

[7] New York Stock Exchange.

$$\frac{prix\ du\ titre\ i\ 6\ mois\ après\ la\ division}{prix\ ajusté\ du\ titre\ i\ 12\ mois\ avant\ la\ division} \quad (2)$$

Les résultats de Barker (1956) indiquent que le marché réagit favorablement à de tels évènements, notamment pour les entreprises ayant augmenté leur dividende, avec des performances de l'ordre de 15% supérieures à la moyenne de leur secteur sur les années 1951 à 1953 et de l'ordre de 18% entre 1954 et 1955. Par contre, les entreprises ayant diminué leur dividende présentent des performances comparables à celles des entreprises de leur secteur respectif.

Johnson (1966) tente d'approfondir cette analyse en introduisant dans son étude un échantillon de contrôle de 73 entreprises qui n'ont pas divisé leurs titres. Il régresse la rentabilité de l'action autour de la division (sur un an autour de l'opération ou à la même période pour l'échantillon de contrôle) par le dividende distribué, sa variation annuelle, les bénéfices réalisés, la rentabilité de l'indice sectoriel et enfin une variable dichotomique (division ou non). L'auteur met ainsi en évidence une rentabilité excédentaire moyenne d'environ 7% sur l'année 1959 pour les entreprises qui divisent par rapport à l'échantillon de contrôle. Il conclue alors, contrairement à Barker, que la réaction favorable ne peut pas avoir pour seule origine le dividende ou les bénéfices mais aussi l'opération en elle-même, perçue comme une information favorable par le marché.

1.1. Réaction à l'annonce

Un nombre grandissant d'auteurs démontrent ensuite l'existence de rentabilités anormales à l'annonce de divisions de titres, dans des études de plus grande envergure basées sur des méthodologies nouvelles comme les travaux pionniers de Fama, Fisher, Jensen & Roll (1969)[8]. Il s'agit de la première étude d'évènement basée sur le modèle de marché de Sharpe (1964) pour estimer les rentabilités anormales. Leur article ne porte cependant pas sur l'étude des rentabilités à court terme comme on le voit très souvent dans les travaux actuels utilisant la même méthodologie. Ils analysent les performances boursières sur un échantillon de 940 divisions dont le rapport est supérieur à 25% entre 1927 et 1959. En estimant des rentabilités anormales mensuelles, l'objectif des auteurs est d'étudier la vitesse d'ajustement des cours aux nouvelles informations produites. Ils utilisent

[8] Ci-après FFJR.

une fenêtre d'évènement (ou période d'étude) relativement longue, de 30 mois avant la division à 30 mois après sa réalisation effective. De cette manière, FFJR peuvent étudier non pas la réaction instantanée des cours lors de l'évènement, mais davantage les performances passées et futures des entreprises considérées.

Le modèle de marché[9] est différent du CAPM[10] dans le sens où celui-ci n'est fondé que sur des constatations empiriques. La rentabilité mensuelle R_{it} du titre i au mois t est donc, selon le modèle de marché, fonction de la rentabilité du marché R_{mt} comme suit :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad (3)$$

avec $R_{it} = log \frac{P_{it}+D_{it}}{P_{it-1}}$ et $R_{mt} = log \frac{L_t}{L_{t-1}}$

L est une mesure des conditions générales du marché tirée d'autres travaux antérieurs de Fisher (1966), c'est une sorte de rentabilité moyenne de toutes les entreprises cotées au NYSE entre les mois t et $t-1$. Les paramètres α_i et β_i sont supposés stables dans le temps et les erreurs ε_{it} indépendantes, de moyenne nulle et de variance constante dans le temps. Les auteurs estiment donc ces paramètres pour chaque titre de leur échantillon sur toute la série disponible, excepté une période de 61 observations centrée sur le mois de la réalisation effective, afin de faire ressortir les résidus du modèle. Ces résidus représentent la rentabilité anormale du titre i pour chaque mois t (RA_{it}). Ils calculent ensuite les résidus moyens (RAM ou RA_t) pour chaque mois t de l'intervalle d'étude et en font le cumul (RAC ou $RAMC$) sur toute la fenêtre d'évènement.

Leurs résultats montrent deux phases d'évolution des rentabilités anormales, tout d'abord une phase de croissance jusqu'à la réalisation de la division (les résidus cumulés atteignant alors 34%) puis une phase de stabilité les 30 mois suivants l'opération. Ils concluent sur la base de leur analyse en remarquant que la grande majorité des entreprises de leur échantillon ayant recours aux divisions de nominal ont connu une évolution passée des cours supérieure à la normale en raison d'une croissance considérable des bénéfices et des dividendes. Selon FFJR, en accord avec les résultats de Barker (1956), les rentabilités

[9] Le modèle de marché et la méthodologie d'étude d'évènement sont présentés plus en détail dans le chapitre 10.
[10] Capital Asset Pricing Model.

anormales constatées sont alors davantage une résultante de l'annonce du maintien ou de l'augmentation des bénéfices et dividendes plutôt que de l'opération même de division. En somme, l'annonce permettrait de réduire l'incertitude quant aux performances futures de la société et au maintien de la croissance du dividende.

C'est seulement dans les années 80 que Grinblatt, Masulis & Titman[11] (1984) tentent de distinguer l'effet des dividendes. A partir de leur échantillon d'étude de 1762 annonces de divisions sur le NYSE ou l'AMEX[12] sur une période de 10 ans (1967-1976), ils ne sélectionnent que des entreprises dont les annonces de divisions au *Walt Street Journal* ne sont pas contaminées par une annonce simultanée sur les dividendes. Ils obtiennent un échantillon « pur » de 244 divisions de nominal dont le rapport d'émission de titres nouveaux est supérieur à 10%. Ils sont ainsi en mesure d'étudier d'une certaine manière le pouvoir explicatif du dividende dans la réaction des cours en analysant si une réaction positive est observable sur leur échantillon « pur ». GMT calculent les rentabilités anormales quotidiennes au jour de l'annonce et au jour suivant et utilisent, contrairement à FFJR (1969) un modèle de rentabilité ajustée par la moyenne. Cette méthode est préférable selon Brown & Warner (1980) en cas d'annonce « pure », non-contaminée par une autre annonce. Elle consiste à comparer les rentabilités calculées des titres à la rentabilité d'un portefeuille de référence ou « benchmark » afin de détecter ou non une rentabilité anormale. Leur période d'estimation pour cette référence est de 40 jours suivant l'annonce à partir du 4ème jour. Leurs résultats confirment l'existence d'un contenu informatif propre à l'annonce de division, indépendamment des dividendes, avec une rentabilité anormale cumulée de 3,29% pour leur échantillon pur, significative au seuil de 5% (test t de Student).

De nombreuses études ultérieures à celle de GMT corroborent leurs résultats en observant dans la plupart des cas une réaction semblable des prix à l'annonce d'une division, quels que soient les critères d'échantillonnage, les périodes d'études et les modèles d'estimation choisis. Lamoureux et Poon (1987) notamment, en utilisant le modèle de marché sur un échantillon de 217 annonces non-contaminées réalisées sur le NYSE ou l'AMEX entre 1962 et 1985, observent une rentabilité anormale cumulée de 3,9% sur le jour de l'annonce et le suivant. Bechmann et Raaballe (2005) obtiennent des résultats similaires

[11] Ci-après GMT.
[12] American Stock Exchange.

sur un autre marché, le marché danois, et avec une période d'observation plus récente (1995-2002). Leur étude fait ressortir une rentabilité anormale cumulée significative autour de l'annonce (de j-1 à j+3) de 2,62% sur un échantillon de 68 opérations. Enfin, Grar (1993) étudie la réaction sur le marché français qui nous intéresse plus particulièrement, au comptant et à règlement mensuel. Il n'observe une rentabilité anormale significative de 1,05% (t=2,05) qu'au lendemain de l'annonce au BALO[13]. Par contre, aucune des rentabilités anormales cumulées autour de cette date n'est significative. Son estimation est basée sur le modèle de marché classique avec des rentabilités logarithmiques et un échantillon de 99 divisions « pures », tirées de la base de données AFFI-SBF[14] entre 1977 et 1990.

1.2. Réaction à la date de réalisation

Le même phénomène d'impact positif sur les cours est par ailleurs constaté à la date de réalisation de la division (GMT, 1984) (Lamoureux & Poon, 1987) (McNichols & Dravid, 1990). En France, Grar (1993) observe sur le même échantillon que précédemment, une rentabilité anormale très significative lors de la réalisation de la division. Il calcule les RAM et les RAMC sur une fenêtre de 30 jours entourant la date de réalisation et trouve une réaction positive très significative (t>3) pour les quatre jours avant et après cette date. Avec des rentabilités hebdomadaires calculées sur la base des cours du mercredi pour éviter l'effet « week-end » et un modèle tenant compte de l'impact sur le risque systématique, il observe une rentabilité anormale d'environ 5% la semaine de la réalisation, très significative (t=7,94).

Ses résultats montrent que le biais induit par l'absence de contrôle du risque systématique sous-estime de moitié la réaction du marché. Cependant, la réaction des prix à cette date ne peut pas être liée à une nouvelle information « potentielle » puisque celle-ci est complètement révélée au moment de l'annonce. Lors de la réalisation, le marché connait déjà toutes les modalités de l'opération. Cette réaction à la date « Ex » est alors le plus souvent interprétée non pas comme une réponse à un signal émis par les dirigeants, mais comme une conséquence des perturbations sur le risque et les volumes de transactions. Il serait alors possible de les expliquer par les attentes et comportements différenciés en termes de sophistication, de recherche et d'accès à l'information des investisseurs institutionnels d'une part et particuliers d'autre part, les fameux « noise traders ».

[13] Bulletin des Annonces Légales et Obligatoires.
[14] Association Française de Finance – Société des Bourses Françaises.

2. Performances à long terme

Certains auteurs observent les rentabilités anormales consécutives à une division de nominal sur plus long terme. Le but est d'analyser la persistance ou non dans le temps de ces rentabilités anormales et de la performance particulière de l'entreprise. Les chercheurs utilisent alors des fenêtres d'observation plus conséquentes, de l'ordre de deux à trois ans.

2.1. L'étude de Desai & Jain (1997)

Desai & Jain (1997) examinent la performance à 1 et 3 ans suite à la réalisation de l'opération. Ils utilisent un échantillon de 5596 divisions et 76 multiplications de nominal entre 1976 et 1991 réalisées sur le NYSE, l'AMEX ou le NASDAQ[15] et dont les dates d'annonces sont disponibles au CRSP[16]. Leur méthodologie consiste à calculer des rentabilités de type « Buy and Hold ». Cette méthode est la plus couramment utilisée dans les travaux examinant les rentabilités anormales à long terme depuis Barber & Lyon (1997). La rentabilité moyenne sur une ou plusieurs années est mesurée dans une stratégie consistant à investir dans toutes les entreprises réalisant l'évènement et à comparer les performances de ce portefeuille à un autre portefeuille de référence constitué d'entreprises similaires mais ne subissant pas l'évènement. Dans leur article, la rentabilité « Buy and Hold » du titre i pour T mois est calculée ainsi :

$$R_{it} = \prod_{t=1}^{T}(1 + r_{it}) - 1 \qquad (4)$$

avec r_{it} : rentabilité mensuelle du titre i sur le mois t.

Ensuite, ils constituent des portefeuilles de référence (benchmark) à partir de toutes les données disponibles au CRSP et sur la base Compustat[17] sur la période étudiée, pour les entreprises cotées au NYSE, AMEX ou NASDAQ. La rentabilité anormale «Buy and Hold » ($BHAR$) du titre i est alors calculée comme suit :

$$BHAR_{iT} = R_{iT} - R_{mT} \qquad (5)$$

avec R_{mT} : rentabilité du benchmark sur T mois.

[15] National Association of Securities Dealers Automated Quotations.
[16] University of Chicago's Center for Research in Security Price.
[17] Base de données Standard & Poor's, couvrant 90% de la capitalisation boursière mondiale depuis 1962.

Enfin, la rentabilité anormale moyenne du portefeuille de n entreprises ayant réalisé l'opération étudiée est calculée ainsi :

$$BHAR_T = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} BHAR_{iT} \quad (6)$$

Pour tester la significativité statistique des $BHAR_T$, les auteurs utilisent une procédure de type « bootstrap » consistant à tirer un grand nombre de fois (1000 dans l'article) de nouveaux échantillons de l'échantillon initial pour pouvoir affiner les inférences statistiques sur le premier échantillon et améliorer la fiabilité des estimateurs et des statistiques de tests. Leurs résultats indiquent qu'en moyenne, pour les divisions de nominal de leur échantillon, les performances anormales à 1 et 3 ans après le mois de l'opération sont respectivement de 7,05% et 11,87%. Alors que pour leur échantillon de multiplications de nominal, les $BHAR$ moyens sont respectivement de -10,76% et -33,9%. Ces résultats suggèrent donc que le marché sous-réagit aux annonces de division ou de multiplication de nominal. Les auteurs trouvent en outre que les performances anormales observées à l'annonce ou sur plus long terme sont positivement corrélées avec l'augmentation des dividendes.

2.2. L'étude de Boehme (2001)

Quelques années plus tard, Boehme (2001) reprend les mêmes bases de données sur une période plus longue, de 1950 à 2000. Il constitue un échantillon de 5550 divisions dont le rapport est supérieur ou égal à 2. Son travail consiste à estimer la performance anormale à long terme comme pour Desai & Jain (1997) mais en utilisant 3 méthodes d'estimation différentes. Il calcule ainsi les $BHAR$ comme précédemment, les RAC selon FFJR (1969) et enfin des rentabilités anormales en temps calendaire ($CTAR$) ajustées par l'industrie. Cette dernière méthode permet de contrôler si les performances anormales observées sont tributaires de variations du risque systématique, supposé homogène au sein d'une industrie. Pour chaque mois de la période d'étude, l'auteur constitue des portefeuilles de titres en temps civil, calcule ensuite le rendement mensuel de ces portefeuilles puis estime les rendements normaux selon un modèle à quatre facteurs semblable à Carhart (1997), lui-même une extension du modèle à trois facteurs de Fama & French (1993). Les trois facteurs de risque selon Fama & French (1993) sont un facteur de marché, un facteur lié à la taille de

l'entreprise et un facteur lié au ratio « book-to-market » (valeur comptable du titre ou de l'entreprise sur sa valeur de marché). Carhart (1997) y a ajouté un facteur lié au « momentum » des rentabilités sur les 12 derniers mois, tel que :

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + p_p PRET_t \qquad (7)$$

avec $R_{pt} - R_{ft}$: prime de risque du portefeuille p au mois t

$R_{mt} - R_{ft}$: prime de risque de marché au mois t

SMB_t : différentiel de rentabilité entre les portefeuilles de titres des grandes et des petites entreprises (selon leur capitalisation boursière)

HML_t : différentiel de rentabilité entre les portefeuilles d'entreprises avec un ratio « book-to-market » élevé et faible

$PRET_t$: différentiel de rentabilité entre les portefeuilles d'entreprises ayant un « momentum » sur l'année précédente élevé ou faible

α_p : indicateur de performance anormale du portefeuille p au mois t.

Le « momentum » est un Indicateur couramment utilisé en analyse technique faisant partie de la famille des « oscillateurs ». Son objectif est de donner une mesure de la vitesse d'évolution des cours sur un laps de temps donné. Il n'est pas borné, ainsi celui-ci est positif en période haussière et inversement.

L'auteur constate sur ses résultats empiriques des rentabilités positives anormales statistiquement significatives mais uniquement dans l'année qui suit l'annonce de division et pour les portefeuilles constitués de titres équipondérés. En pondérant par la valeur de chaque titre, ils ne sont plus significatifs que pour la période 1975-1987. En outre, la majeure partie de cette performance anormale se retrouve dans l'intervalle entre l'annonce et la réalisation de la division. Les portefeuilles constitués après la date de réalisation ne présentent plus de performance anormale significative, excepté de nouveau pour la période 1975-1987. Cependant, en contrôlant par la variation du risque systématique après la réalisation, la significativité devient encore moins évidente, voire nulle, même pour cette période. Cette étude n'appuie donc pas l'hypothèse de sous-réaction du marché à l'annonce d'une division avancée par Desai & Jain (1997). Elle conclue finalement à l'inexistence d'une performance des titres à long terme, sur 3 ans.

2.3. Les travaux de Byun & Rozeff (2003) sur les différentes méthodes d'estimation des rentabilités anormales à long terme

Enfin, Byun & Rozeff (2003) testent les différentes méthodes d'estimation des performances anormales à long terme des titres divisés utilisées par Desai & Jain (1997) puis Boehme (2001) sur des périodes et échantillons distincts. Leur but est d'obtenir une image globale et intelligible de la présence ou non d'une telle performance en comparant les méthodologies précédemment utilisées puisque celles-ci mènent à des résultats contradictoires. Leur échantillon d'étude est donc constitué sur la même base que pour les deux études précédentes, en incluant les divisions de nominal et les attributions gratuites dont le facteur de division est supérieur à 1,25 (1 action nouvelle pour 4 anciennes), soient 12747 opérations pour l'échantillon total, et 5012 pour le sous-échantillon dont le facteur est supérieur à 2 (2 actions nouvelles pour une ancienne). Ils estiment les performances anormales à long terme en calculant les $BHAR$, les RAC et les $CTAR$ avec le modèle à trois et quatre facteurs sur différents sous-échantillons et périodes.

Leurs résultats montrent que non seulement la méthode de calcul des rentabilités anormales, mais aussi le choix de la période d'étude et la méthode ou les restrictions d'échantillonnage, ont une influence non-négligeable sur les résultats obtenus et leur significativité. Il s'agit là, selon les auteurs, de la raison pour laquelle les études précédentes ont pu obtenir des résultats contradictoires. Ils concluent alors à l'inexistence d'une telle performance sur la base de leurs résultats globaux, bien qu'ils retrouvent une performance anormale significative 12 mois après la réalisation avec certaines méthodes d'estimation et/ou périodes d'observation.

3. Incidence de l'opération sur la liquidité des titres et les volumes de transactions

On constate aisément en consultant les avis financiers des sociétés publiés à l'AMF[18] ou dans les journaux (Les Echos, La Tribune), les comptes rendus annuels et les enquêtes administrées au praticiens que les dirigeants justifient le plus souvent le recours aux divisions de nominal par le niveau « élevé » du cours du titre, ce qui ferme le marché aux « petits porteurs ». Le nominal serait donc réduit et le nombre d'actions augmenté en proportion pour élargir le marché du titre (Lamoureux & Poon, 1987) (Baker & Gallagher,

[18] Autorité des Marchés Financiers.

1980) et augmenter la liquidité. En reprenant d'ailleurs notre exemple d'annonce de division par VINCI en Mai 2007 (Cf. chapitre 1), on peut observer que la raison affichée pour l'opération est :

« Accroitre la liquidité du marché du titre en favorisant son accès à de nouveaux actionnaires, et notamment aux actionnaires individuels »

On peut en outre apprécier et juger de la liquidité des titres en considérant différentes variables considérées comme des approximations de cette notion. Les plus couramment utilisées dans les études afférentes sont : le rythme (vitesse) ou le volume (quantité ou montant) des transactions sur le titre, l'écart absolu ou relatif entre prix bid (vendeur) et ask (acheteur) et les coûts de transactions. Cependant, faute de support théorique standard et communément admis décrivant le processus générant les volumes périodiques, les études portant sur l'analyse des volumes et la liquidité se fondent souvent sur des modèles économétriques n'ayant aucune interprétation économique.

3.1. Les modèles et méthodologies utilisés pour les volumes de transactions

C'est ainsi que Beaver (1968) construit un « modèle de marché du volume » analogue au modèle de marché pour les rentabilités de Sharpe (1964). Il fait donc l'hypothèse d'une relation linéaire entre le volume de transactions du titre et le volume de marché tel que :

$$V_{it} = \alpha_i + \beta_i V_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad (8)$$

Avec V_{it} : volume de transactions du titre i à la date t

V_{mt} : volume de transactions du marché en t.

Plus tard, Copeland (1979) développe un modèle plus complexe en se fondant sur certaines hypothèses quant à l'effet de l'arrivée de nouvelles informations sur le volume. Son modèle, que l'on nomme FTSM (Finite-adjustement Time Serie Model[19]), permet de mesurer la durée maximale nécessaire pour qu'une nouvelle information se reflète intégralement sur les volumes. On peut le représenter ainsi :

$$V_{it} = \alpha_0 + \beta_1 V_{mt} + \beta_2 V_{mt-1} + \beta_3 V_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (9)$$

[19] Une présentation précise du modèle figure au chapitre 10.

En adoptant une méthodologie de type étude d'évènement et en analysant les résidus moyens de son modèle avec les logarithmes des volumes hebdomadaires, l'auteur observe que ces derniers décroissent considérablement après la réalisation de la division.

3.2. Les résultats empiriques des différents auteurs

Comme dans le cas de l'analyse de l'impact sur la liquidité du titre, de nombreuses études font suite à celle de Copeland (1979), en utilisant des méthodologies et des variables différentes pour étudier les volumes de transactions. Ainsi, Murray (1985) examine le comportement du volume de transaction estimé en valeur (nombre de titres échangés * prix unitaire) lors d'une opération de division. Il conclue à sa diminution sur la base d'un échantillon de 100 divisions réalisées sur le NYSE entre 1972 et 1976.

Lamoureux & Poon (1987) étudient quant-à-eux les variations du volume moyen (brut et ajusté) et comparent le volume journalier des sociétés de leur échantillon (215 divisions et 49 regroupements d'actions) avec le volume moyen du marché en calculant le ratio suivant, où N est le nombre d'entreprises de l'échantillon :

$$ADJ_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{V_{it}}{V_{mt}} \qquad (10)$$

Ils observent eux aussi une décroissance significative du volume de transaction autour de la réalisation de la division, et l'inverse pour les regroupements, en testant la différence entre les volumes moyens avant et après l'opération.

Lakonishok et Lev (1987) calculent et utilisent dans leurs travaux des taux de rotation mensuels (TRM) ou « turnovers » afin de contrôler l'effet « taille » tels que :

$$TRM_t = \frac{nombre\ de\ titres\ échangés\ sur\ la\ période}{nombre\ total\ de\ titres} \qquad (11)$$

En effet, il est assez logique d'observer un volume de transaction plus élevé pour des entreprises de grande taille avec un nombre important de titres composant son capital, comparativement à des entreprises de taille plus modeste. Les auteurs comparent alors cette variable sur un échantillon de 1015 divisions entre 1963 et 1982 avec celle d'un échantillon de contrôle sur une période relativement longue (10 ans autour de l'opération). Contrairement aux résultats précédents, ceux-ci montrent qu'il n'y a pas de baisse

significative de la liquidité autour de la réalisation de la division de nominal, mais plutôt un retour à la normale après une hausse lors de l'annonce. Le turnover moyen de l'échantillon de divisions atteignant alors 5,4% contre 4,1% pour l'échantillon de contrôle. Mais cette différence diminue et disparait après la réalisation de la division. Ils concluent alors que les divisions n'exercent pas un effet permanent sur les volumes de transaction.

3.3. Les autres variables utilisées permettant de juger de la liquidité d'un titre

D'autres variables permettent encore d'apprécier et de juger de la liquidité d'un titre. Les coûts de transactions notamment représentent un indicateur intéressant, puisqu'ils représentent le coût supporté par un investisseur voulant échanger ses titres. Ainsi, Copeland (1979), puis Brennan et Copeland (1988) étudient l'évolution des coûts de transaction et du spread (écart entre prix bid et ask) relatif autour d'une division. Cette fourchette de prix peut en effet être une estimation des coûts de transaction dans le cas d'un marché tenu par des « market makers » ou mainteneurs de marché. Leurs résultats tendent à montrer que l'écart bid-ask augmente en pourcentage du prix de l'action de même que les coûts de transaction par titre suite à la division, en observant une relation inverse entre prix des titres et frais de courtage.

Plus récemment, Goyenko, Holden et Ukhov (2006) examinent l'évolution de la liquidité suite à une division sur un horizon plus long, avec une fenêtre d'observation allant jusqu'à 72 mois après l'opération. L'autre originalité de leurs travaux repose sur les proxys utilisés pour estimer le spread effectif relatif, tirés de leurs travaux antérieurs[20]. Ils observent sur un échantillon de 2293 divisions entre 1964 et 1997 que cet écart tend à augmenter significativement après la division, mais revient au niveau de leur échantillon de contrôle pour ne plus s'en distinguer en 10 à 20 mois. Cependant, les proxys de cet écart continuent à diminuer et deviennent significativement inférieurs à l'échantillon de contrôle au bout de 60 mois, soit en dessous du niveau « normal » s'il n'y avait pas eu de division.

Finalement, malgré l'intuition et le but souvent publiquement affiché des dirigeants d'une amélioration de la liquidité de l'action, les différentes études tendent à montrer empiriquement des résultats contraires sur le marché américain notamment. A la suite d'une division, le volume de transaction baisse, l'écart bid-ask augmente en pourcentage du

[20] Ces proxys sont détaillés en première section du chapitre 5.

prix de l'action et les coûts de transactions par titre tendent aussi à augmenter. Tout ceci semble indiquer logiquement des conséquences néfastes sur la liquidité du titre, tout du moins à court terme. Les résultats sur le marché français semblent confirmer cette tendance à la baisse de la liquidité suite à une division. Grar (1993) constate sur son échantillon une baisse sensible du taux de rotation annuel (4,4% pour le Second Marché et 10,8% pour le Règlement Mensuel) ainsi que du volume mensuel anormal moyen calculé par le FTSM selon Copeland (1979).

4. Incidence de l'opération sur le risque lié au titre

En théorie, la valeur de marché ou valeur boursière d'une entreprise est indépendante du nombre de titres composant son capital. Le processus générant les rentabilités des actions est donc lui aussi indépendant du nombre de titres. L'opération de division étant prévisible lors de sa réalisation effective puisque déjà préalablement annoncée publiquement, celle-ci ne fournit aucune information nouvelle. La variance des rentabilités ne doit alors pas changer autour de cette date. Cependant la réaction favorable des cours observée à la date de réalisation amène à se poser la question d'une modification de la variance, mesurant le risque total du titre.

4.1. Impact sur la variance des rentabilités autour de l'évènement

Ohlson & Penman (1985) étudient le comportement de la variance des rentabilités avant et après la division en testant l'hypothèse nulle de stabilité de la variance autour de l'évènement, telle que :

$$H0: var(R_2) - var(R_1) = 0 \qquad (12)$$

avec R_2 : la rentabilité du titre sur la fenêtre ultérieure à la date ex

R_1 : la rentabilité du titre sur la fenêtre antérieure à la date ex mais ultérieure à la date d'annonce.

Les auteurs montrent que e le carré de l'espérance des rentabilités est négligeable par rapport à l'espérance du carré des rentabilités (rapport de l'ordre de 1 pour 1000) dans la formule de la variance, et ramènent alors leur hypothèse nulle à :

$$H0: E\left(R_2{}^2\right) - E\left(R_1{}^2\right) = 0 \qquad (13)$$

Ils comparent empiriquement, pour chaque titre et chaque date de leur fenêtre d'observation, les carrés des rentabilités avant et après l'opération. Ils obtiennent ainsi la proportion de cas où ${R_2}^2$ est supérieur à ${R_1}^2$. Leur hypothèse nulle devient :

$$HO: \Pr\ ({R_2}^2 > {R_1}^2) = 0{,}5 \qquad (14)$$

Pour tester cette hypothèse, ils utilisent une approximation normale de la loi binomiale en admettant l'indépendance des observations et calculent la statistique suivante :

$$Z = 2.\sqrt{N}(\widehat{Pr}\{{R_2}^2 > {R_1}^2\}\ ) - p) \quad (15)$$

avec N : nombre de comparaisons sur chaque intervalle

p : probabilité sous l'hypothèse nulle, soit 0,5.

Ils obtiennent une proportion de 0,577, très significative sur leur échantillon de 1257 opérations entre 1962 et 1981. Ils concluent que la variance du titre augmente de façon significative immédiatement après la réalisation de la division quels que soient les sous-échantillons considérés, en fonction des caractéristiques des entreprises. Ils notent que cette hausse est persistante puisqu'ils n'observent pas de retour de la variance à son niveau initial à long terme. Leurs résultats restent donc compatibles avec l'hypothèse d'une variance constante mais variant brusquement à la date de réalisation.

Grar (1993), en se fondant sur la même méthodologie qu'Ohlson & Penman (1985), observe lui aussi l'impact de la division sur la variance des rentabilités sur le marché français. Ses résultats ne montrent aucun impact significatif autour de la date d'annonce. Par contre, le test rejette systématiquement l'hypothèse nulle de stabilité de la variance lors de la réalisation, avec une proportion de 0,54 très significative (Z=5,43). Grar conclue alors à une hausse de la variance après la réalisation de la division sur son échantillon d'entreprises françaises, en accord avec les résultats d'Ohlson & Penman sur le marché américain.

4.2. Impact de la division sur le risque systématique

Le risque systématique ou risque de marché, non diversifiable, mesuré par le β de l'action, est une des deux composantes du risque total lié à un titre. L'autre composante est

le risque spécifique. Théoriquement, l'impact de n'importe quelle opération spécifique à un titre donné sur le risque systématique devrait être nul puisqu'il ne dépend que de la corrélation du titre avec le marché et la volatilité de ce dernier. L'augmentation de la volatilité à la date de réalisation devrait donc être entièrement due à l'augmentation du risque spécifique. Pourtant plusieurs phénomènes constatés empiriquement sur les marchés boursiers tendent à infirmer l'hypothèse de stabilité des β comme les effets de saisonnalité, l'influence de la taille de l'entreprise et la périodicité des rentabilités. En effet, les rentabilités quotidiennes sont généralement calculées avec les cours d'ouverture ou de clôture, or l'éventuelle faiblesse de la fréquence des cotations empêche de relever chaque jour à heures fixes les cours. Le cours d'ouverture est le premier cours coté et le cours de clôture le dernier mais tous deux ne correspondent pas forcément à l'heure d'ouverture et de fermeture de la bourse. On parle alors de phénomène d'asynchronisme des échanges.

Bar-Yosef & Brown (1977) s'appuient donc sur des modèles tenant compte de l'instabilité des β, en estimant notamment un β « glissant », comme une moyenne mobile. Ils montrent dans leurs travaux que le risque systématique a tendance à diminuer durant les mois suivant la réalisation de la division. Ils confirment d'une certaine manière les résultats d'FFJR dans le sens où les sociétés réduisent l'incertitude des investisseurs quant au maintien des bénéfices et du dividende en croissance dans le futur. Ils expliquent cependant que les rentabilités anormales trouvées par FFJR sont surestimées du fait de l'instabilité des β qu'ils ne prennent pas en compte.

Sur un échantillon de 1034 opérations aux Etats-Unis et avec des rentabilités quotidiennes, Brennan & Copeland (1988) identifient quant-à-eux une augmentation temporaire du risque systématique mesuré par le β des actions au moment de l'annonce (20%) et à la date de réalisation (30%), puis un accroissement permanent significatif du risque systématique (18% en moyenne) à partir de cette dernière date.

5. <u>Impact sur l'actionnariat de l'entreprise</u>

Les travaux plus récents sur les effets des divisions de titres montrent en outre un impact sur la structure de l'actionnariat, avec un accroissement de celui-ci au profit notamment des investisseurs individuels. Ohlson et Penman (1985) concluent déjà leurs

travaux en émettant l'hypothèse que la diminution du prix de l'action peut attirer davantage d'investisseurs peu sophistiqués et mal informés à effectuer des transactions sur ces titres. C'est l'accroissement de la proportion de ces « noise traders » qui serait alors la cause des autres phénomènes observables, notamment sur la volatilité. L'enquête de Baker & Gallagher (1980) montre aussi comme une des principales motivations des dirigeants à diviser, l'augmentation de la base de l'actionnariat.

Ainsi, Shultz (2000) observe les transactions et les cotations infra quotidiennes autour de l'annonce et la réalisation de divisions sur un échantillon de 146 titres cotés au NASDAQ et 89 cotés au NYSE/AMEX entre 1993 et 1994. Les données sont tirées de la base TAQ[21]. Il constate une très nette augmentation des « petits » ordres suite à la réalisation de la division, la majorité étant des ordres d'achats, ce qui accroit la proportion d'individuels dans le capital de l'entreprise. Il note en outre que la division a pour conséquence d'augmenter les revenus et commissions des courtiers sur ces titres, du fait de l'augmentation du spread effectif. Il calcule ce dernier de la manière suivante, comme le double de la valeur absolue de la différence entre le cours de la transaction et le milieu de l'écart Bid-Ask:

$$spread\ effectif_t = 2 * \left| P_t - \frac{B_t + A_t}{2} \right| \qquad (16)$$

avec P_t : cotation pour la transaction t

B_t : prix Bid lors de la transaction t

A_t : prix Ask lors de la transaction t.

L'auteur conclue donc en indiquant que ces résultats sont en accord avec l'idée que la division sert à augmenter et élargir la base de l'actionnariat, au profit des individuels.

Dhar, Goetzmann, Sheperd & Zhu (2004) ont alors l'idée originale d'examiner précisément les négociations de titres des différentes classes d'investisseurs à l'annonce et la réalisation de divisions, eux aussi sur le marché américain. Ils observent les changements de « clientèle d'investisseurs » des entreprises et leur impact sur le processus de découverte et d'estimation des prix, ainsi que sur les propriétés des rentabilités. La notion de « clientèle d'investisseurs » s'entend ici comme tout investisseur s'intéressant et/ou effectuant des transactions sur les actions de l'entreprise. Leur base de données est constituée de deux

[21] New York Stock Exchange Trade And Quote.

sources principales d'informations. D'une part les données concernant les transactions effectuées par des investisseurs individuels sont issues d'une base appartenant à une grande société de courtage américaine. D'autre part les données concernant les investisseurs institutionnels proviennent d'une autre base constituée par le groupe « Plexus » et contenant les transactions effectuées par 49 investisseurs. Quant aux données relatives aux divisions, celles-ci sont classiquement tirées de la base CRSP. Il en résulte un échantillon de 1524 titres divisés négociés par des particuliers et 638 par des institutionnels entre 1992 et 1996. Après avoir classé les investisseurs selon leur degré de sophistication (en fonction du revenu et de la profession), Ils observent et comparent différentes variables pour chaque catégorie d'investisseurs sur trois périodes entourant la division : une fenêtre de trois mois avant l'annonce, la période entre l'annonce et la réalisation, et enfin une fenêtre de trois mois après la réalisation.

Leurs résultats font ressortir une augmentation du nombre moyen de particuliers négociant les titres sur les trois périodes étudiées (augmentation du nombre de transactions et diminution en valeur), alors que les négociations des institutionnels retournent au niveau initial à la troisième période, après la date Ex. de plus, la division semble attirer de nouveaux investisseurs particuliers n'ayant jamais négocié sur ces titres à partir de l'annonce, contrairement aux institutionnels. Enfin, les auteurs montrent que le comportement des individuels avec un haut degré de sophistication par rapport aux individuels à faible degré de sophistication est comparable au comportement des institutionnels vis-à-vis des individuels.

Lipson & Mortal (2005), étudient quant-à-eux dans leurs travaux le rôle de la taille du pas de cotation, ou « tick », dans la relation entre la réalisation des divisions de nominal et les changements dans l'actionnariat de l'entreprise. Ils formulent l'hypothèse que la division augmente la valeur relative du pas de cotation (par rapport à la valeur du titre) et permet de maximiser la liquidité, en favorisant l'exécution d'ordres à cours limité et en attirant une clientèle d'investisseurs plus large. En outre, l'accroissement du pas de cotation peut augmenter le revenu des courtiers et les inciter davantage à promouvoir le titre à un nombre plus conséquent d'investisseurs potentiels. Les auteurs constituent donc un échantillon de 342 divisions par 2 réalisées au NYSE entre 1993 et 2003, lui-même scindé en 4 sous-échantillons selon la valeur du pas de cotation sur la période. Ainsi, le premier sous-échantillon est constitué d'opérations effectuées lorsque le pas de cotation était 1/8$, le

deuxième lorsqu'il était d'1/16$, le troisième en décimales et enfin le dernier sous-échantillon lors de la période de transition entre 1/8 et 1/16$. La taille relative du tick reste alors inchangée dans ce dernier échantillon puisque les auteurs ne considèrent que les opérations de « 2 pour 1 ». Ils étudient l'évolution de plusieurs variables relatives à la clientèle de l'entreprise et concluent à un élargissement avéré de la base de l'actionnariat suite à la division, mais non lié à l'évolution du tick et des revenus des courtiers puisque leurs résultats sont similaires quel que soit l'échantillon considéré.

6. Stratégie de portefeuille et opportunité de gain

Les premières sections de ce chapitre ont été consacrées à la présentation des différents phénomènes que de nombreux auteurs ont pu observer empiriquement, sur des données réelles. Le fait le plus marquant est sans aucun doute la mise en évidence d'excès de rentabilité autour des dates d'annonces et de réalisation des divisions de nominal. Cette dernière section s'intéresse alors aux possibilités d'existence de stratégies de portefeuille permettant d'en retirer un gain, en se fondant sur l'information concernant le comportement « prévisible » des prix lors de telles opérations. Charest (1978) étudie ainsi la profitabilité de certaines stratégies consistant à investir sur une durée limitée dans des titres annonçant une division. Sheik (1989) quant-à-lui étudie l'opportunité d'un achat d'options dont le sous-jacent est en division et dont la maturité est postérieure à la date de réalisation.

6.1. L'étude de Charest (1978)

Dans ses travaux sur le marché américain, Charest (1978) recherche une stratégie systématiquement gagnante en se basant sur l'idée que les annonces et les réalisations des divisions s'accompagnent de rentabilités anormales. Il développe les cinq stratégies suivantes, sur un horizon de 204 mois autour de la date de réalisation des opérations. Pour chaque mois t le portefeuille Π_{it} détenu entre t et $t+1$ intègre :

- A : tous les titres dont la division est annoncée au mois t
- B : tous les titres dont la division est annoncée au mois t, $t-1$ ou $t-2$
- C : tous les titres dont la division est annoncée au mois t, $t-1$ … ou $t-5$
- D : tous les titres dont la division est annoncée au mois t, $t-1$ … ou $t-11$
- E : tous les titres dont la division est annoncée au mois t, $t-1$ … ou $t-23$.

Chacun de ces portefeuilles est conservé pendant un mois, mais à une date donnée, un titre entre dans n portefeuilles consécutifs (avec $n = 1$, 3, 6, 12 ou 24). La rentabilité anormale moyenne PR_{t+1} du portefeuille Π_{it} le mois suivant est alors telle que :

$$PR_{t+1} = \frac{1}{m_t} \sum_{j=1}^{m_t} \varepsilon_{jt+1} \qquad (17)$$

avec m_t : nombre de titres dans le portefeuille

ε_{jt+1} : rentabilité en excès du titre j au mois $t + 1$.

Si on forme L portefeuilles par mois, le résidu moyen APR de la période est tel que :

$$APR_{t+1} = \sum_{j=1}^{L} w_t \, PR_{t+1} \qquad (18)$$

avec $w_t = {m_t}/{\sum_{t=1}^{L} m_t}$ si le portefeuille est pondéré par la taille, $w_t = {1}/{L}$ sinon.

De la même manière, l'auteur calcule aussi le résidu moyen standardisé de la période tel que :

$$ASR_{t+1} = \sum_{j=1}^{L} w_t \, SR_{t+1} \qquad (19)$$

avec SR_{t+1} : le résidu PR_{t+1} standardisé.

Sous l'hypothèse nulle, les résidus standardisés suivent une loi normale centrée réduite, l'auteur calcule alors la statistique t telle que, puisque $\sigma^2(SR_{t+1}) = 1$:

$$t = \frac{ASR}{\sigma(ASR)} = \frac{\sum_{j=1}^{L} w_t SR_{t+1}}{\left[\sum_{j=1}^{L} w_t{}^2 \sigma^2(SR_{t+1})\right]^{1/2}} = \frac{\sum_{j=1}^{L} w_t SR_{t+1}}{\left[\sum_{j=1}^{L} w_t{}^2 \sigma^2 . 1\right]^{1/2}} \qquad (21)$$

Cette statistique est calculée pour chacune des cinq stratégies et pour différentes pondérations de portefeuilles. L'auteur calcule enfin à chaque date les résidus cumulés CAR_t et leurs moyennes mensuelles ($ACR = \frac{CAR_t}{n}$) sur les intervalles correspondant aux périodes de détention des portefeuilles (1, 3, 6, 12 ou 24 mois).

Autour de la date de réalisation, ces statistiques montrent que seule la stratégie E équipondérée permet de faire ressortir un gain anormal moyen mensuel significativement

supérieur à zéro (ACR < 0,25%). Ce gain est cependant très faible et limité dans le temps. Quant à l'application de ces stratégies autour de la date d'annonce de la division, seule la stratégie B permet d'obtenir un gain significatif de l'ordre de 0,5% par mois, mais ce quel que soit la pondération utilisée. L'auteur conclue cependant que ce faible taux ne constitue pas à lui seul une motivation suffisante pour les investisseurs. Il peut largement être absorbé par les coûts de transactions inhérents à l'opération. Ainsi il n'existe selon lui aucune stratégie gagnante relative à la détention de titres en division.

6.2. Les travaux de Sheik (1989)

En s'intéressant aux marchés des options, plus particulièrement le CBOE[22], l'auteur examine la profitabilité d'une stratégie fondée uniquement sur le comportement de la volatilité autour de la date de réalisation. Il étudie notamment la rentabilité d'une option d'achat « à la monnaie » de maturité fixée à 6 mois. Il cherche ainsi à savoir s'il est possible de faire des profits, sachant qu'à la date de réalisation de la division du sous-jacent le prix des options concernées augmente systématiquement avec l'accroissement de la variance des rentabilités du titre.

Afin d'éliminer l'impact du cours de l'action sous-jacente sur le prix de l'option et de ne conserver comme variable d'intérêt que l'écart type des rentabilités, Sheikh étudie la variation en pourcentage d'un indice BS tel que :

$$BS = N\left[\frac{\sigma\sqrt{180}}{2}\right] - N\left[\frac{-\sigma\sqrt{180}}{2}\right] \qquad (22)$$

Cet indice est le rapport de la valeur de Black & Scholes (1973) d'un call à la monnaie d'une maturité de 6 mois, au prix de l'actif sous-jacent. Ainsi, sa variation autour de la date de réalisation est la rentabilité du call imputable uniquement à la variation de la volatilité dont elle dépend. Pour chacune des 83 actions de son échantillon de divisions de nominal effectuées entre 1976 et 1983 et pour lesquelles il existe des options cotées au CBOE, l'auteur calcule la volatilité implicite de part et d'autre de la date de réalisation en se basant sur le modèle de Roll (1977). Il utilise ensuite trois méthodes d'agrégation différentes de ces volatilités implicites pour aboutir à une seule volatilité moyenne par titre avant et après la réalisation. La variation en pourcentage est ensuite calculée entre ces deux dates.

[22] Chicago Board Options Exchange.

Sheik obtient trois taux de variations pour chaque titre et répète la même procédure sur un échantillon de contrôle d'actions non-divisées. Les résultats montrent que, quel que soit le mode de calcul de la volatilité implicite σ, le taux d'accroissement médian de la variable est supérieur à celui de la médiane de l'échantillon de contrôle. Cependant cette rentabilité plus élevée ne peut constituer un gain sur le CBOE que pour le mainteneur de marché. En effet, l'auteur trouve que les rentabilités ajustées des coûts de transactions sont significativement négatives pour les simples opérateurs, non-significatives pour les arbitragistes et significativement positives uniquement pour les mainteneurs de marché (de l'ordre de 9%).

Pour conclure ce chapitre, nous pouvons résumer les différents phénomènes récurrents associés à ce type d'opération et étudiés empiriquement sur différents marchés. Tout d'abord, on observe généralement que Les divisions ont tendance à être réalisées en période haussière du marché par des entreprises ayant connu des performances exceptionnelles, c'est-à-dire des entreprises ayant connu une période de rentabilité encore supérieure à celle du marché. Ensuite, pratiquement tous les travaux, quel que soit le marché étudié, exhibent des rentabilités anormales positives et significatives au moment de l'annonce de ces opérations et bien souvent aussi lors de leur réalisation. De la même manière, ces opérations impactent les variables de risque des titres (volatilité, risque systématique et spécifique) ainsi que les variables de liquidité. Enfin, les études les plus récentes, bien que l'intuition de ce phénomène soit ancienne, dévoilent une modification de la structure de l'actionnariat suite à la division, avec une base qui s'élargit au profit des investisseurs individuels peu sophistiqués, et donc au détriment des investisseurs institutionnels. Cependant, bien que ces phénomènes soient bien connus des investisseurs, il parait impossible de mettre en place une stratégie systématiquement gagnante en se fondant sur ces observations, du fait de la faible ampleur des variations et de l'existence de coûts de transactions notamment. De nombreux chercheurs tentent néanmoins avec plus ou moins de succès d'émettre des théories et hypothèses explicatives des ces réactions, ce qui fait l'objet de la partie suivante. Elle constitue un état de l'art en matière de divisions de nominal et reprend les principales hypothèses existantes à ce jour.

ETAT DE L'ART

Il semble clair désormais que les divisions de nominal ne sont pas aussi « blanches » qu'elles ne paraissent en première approche. Des éléments importants ayant trait à des variations de cours, de risque, de liquidité et de type d'investisseurs effectuant des transactions sur les titres n'ont pas manqué d'interpeller les chercheurs. Ceci les à incité à développer des hypothèses et construire des théories tentant d'expliquer les motivations, les raisons et les effets du recours à de telles opérations sur les marchés boursiers. En effet, en reprenant notre sujet d'étude à sa source, il convient de se poser une première question, s'il s'agit véritablement d'une opération blanche, n'apportant aucun gain, pourquoi les dirigeants ont souvent recours à ces opérations ? Qu'est ce qui motive leur choix et leur timing ? Quel est l'objectif poursuivi par ces entreprises ? Ensuite, après avoir discuté de cette apparente « blancheur » et constaté qu'elle est empiriquement contestable, comme

nous venons de le voir, une deuxième question s'impose. Comment expliquer de manière théorique tous ces phénomènes observés empiriquement par de nombreux chercheurs? Quels sont les mécanismes qui entrainent ces réactions, et de quelle manière ?

Tandis que les conséquences sont appréhendées le plus souvent au moyen de techniques d'étude d'évènements, les causes et intentions[23] sont approchées par des enquêtes auprès des dirigeants d'entreprise ou bien par l'analyse des caractéristiques propres des sociétés ayant recours à cette opération. On peut donc logiquement retrouver les premiers éléments de réponse en observant les caractéristiques des entreprises annonciatrices de divisions de nominal, comme l'ont fait les premiers chercheurs étudiant ces questions, ainsi que dans les résultats d'enquêtes effectuées auprès des praticiens mêmes, que ce soit aux Etats-Unis ou en France d'ailleurs.

Mais on retrouve les premières hypothèses concrètes et construites, d'une part dans les travaux pionniers en matière d'étude d'évènement d'FFJR (1969) et d'autre part dans l'un des articles de référence sur le thème des divisions de nominal, celui de GMT (1984). Dans cet article, sont clairement présentées et testées deux hypothèses distinctes quant à l'explication du recours aux divisions et leurs effets sur les rentabilités des titres. Il s'agit d'une part de l'hypothèse de signalement, avec la présence d'un contenu informationnel favorable à l'entreprise dans l'annonce de division, et d'autre part de l'hypothèse d'ajustement des prix. Selon cette deuxième hypothèse, la division consiste à retrouver un niveau de prix « optimal » en termes de liquidité et de volatilité du titre, ou se rapprochant d'une norme. Ces deux hypothèses et les travaux de GMT servent en outre de base à de nombreux articles ultérieurs sur le sujet des divisions de titres.

Le chapitre 3 suivant est donc consacré aux premiers éléments explicatifs relatifs à ces opérations et aux deux articles d'FFJR (1969) et GMT (1984). Les deux hypothèses principales font l'objet des deux chapitres suivants dans lesquels elles sont successivement abordées et expliquées plus en détail. Enfin, les travaux plus récents concernant les conséquences des divisions et multiplications de nominal sur l'actionnariat des entreprises sont abordés au chapitre 6.

[23] Champ de recherche sensiblement moins investigué que les conséquences dans la littérature.

CHAPITRE 3 : *PREMIERS ELEMENTS EXPLICATIFS*

Ce chapitre traite des premiers éléments explicatifs quant aux divisions de nominal et leurs réactions sur les marchés, apportées tout d'abord par l'observation des caractéristiques spécifiques des titres en division, ensuite par les praticiens, les professionnels, au travers de leurs réponses à des enquêtes, et enfin par les chercheurs pionniers en la matière, FFJR et GMT.

1. Les caractéristiques des entreprises qui divisent leurs actions

Une première approche pour essayer de déterminer les motivations des dirigeants à diviser le nominal des actions de leur entreprise consiste à étudier les caractéristiques de ces sociétés et les comparer aux autres entreprises qui n'ont pas recours à l'opération. On peut en effet se demander si ces entreprises ont des caractéristiques particulières, se distinguant des autres, avant d'effectuer leur division de nominal. En d'autres termes, ce type d'étude permet de juger de la prévisibilité d'une telle opération, à partir des caractéristiques de l'entreprise et des informations publiquement disponibles. Cette approche se focalise sur deux points : la performance anormale de ces sociétés avance l'annonce de division de nominal, l'opération serait donc le résultat de cette performance, et la performance après la réalisation de l'opération, l'annonce étant alors dans ce cas davantage un indicateur de cette performance future.

1.1. Caractéristiques avant l'annonce

Depuis les années 50 et les premières études sur les divisions de nominal indiquant une performance anormale avant l'annonce (Barker, 1956, 1957), de nombreux auteurs soutiennent et confirment depuis cette hypothèse. Ainsi, FFJR (1969) indiquent dans leurs travaux que les divisions font souvent suite à une phase d'une durée de plus de deux ans durant laquelle les rentabilités des titres sont anormalement élevées. Selon les auteurs, la cause de cette performance anormale est la hausse des bénéfices anticipés et des dividendes distribués pendant cette même période. Ils concluent donc que les sociétés ont tendance à diviser le nominal pendant/après une phase ou la rentabilité de la valeur est anormalement élevée. Pour le marché dans son ensemble, le nombre de divisions augmente en période haussière.

Ceci est notamment confirmé par les travaux de Lakonishok & Lev (1987). En comparant un échantillon d'entreprises en division à un échantillon de contrôle, ils remarquent dans leur analyse que les sociétés qui divisent leurs actions ont des performances et une croissance des bénéfices et dividendes supérieures aux autres entreprises de même secteur et même taille d'actifs. Ces sociétés ont de plus une capitalisation boursière plus importante avant l'annonce. Les auteurs en déduisent que les entreprises qui choisissent le recours à une division sont celles qui ont dépassé les autres sociétés comparables de leur secteur d'activité, par leurs performances boursières plus favorables.

1.2. Caractéristiques après la réalisation de l'opération

Selon les mêmes auteurs, les divisions de nominal sont non seulement précédées d'une période très favorable en termes de performance, de bénéfices et de distribution de dividendes, mais elles sont aussi très souvent suivies d'une augmentation de ce dividende. On peut parler plus précisément d'une poursuite de la politique d'augmentation du dividende distribué. Lakonishok & Lev (1987) remarquent ainsi dans leurs travaux que le taux de croissance des dividendes et des bénéfices se maintiennent à un niveau supérieur à leur échantillon de contrôle jusqu'à un an après la division. La tendance avant l'annonce ne se renverse pas et serait donc permanente, en s'intégrant progressivement dans les prix après la réalisation de l'opération.

L'analyse et la comparaison des caractéristiques des entreprises avant et après la division montre finalement que ces sociétés se distinguent assez nettement des autres par leurs performances positives, aussi bien avant d'annoncer la division qu'après celle-ci. On peut alors se figurer déjà simplement deux hypothèses à partir de ces constations : soit la division permet de ramener le cours du titre à un niveau habituel ou optimal après une période de forte hausse, soit elle permet d'indiquer la poursuite de cette performance en réduisant l'incertitude du marché vis-à-vis de celle-ci, soit les deux puisque ces deux hypothèses ne sont bien entendu pas exclusives. Cependant, cette approche sur les caractéristiques des entreprises ne suffit évidemment pas. Il convient de la compléter en se penchant dans un premier temps sur les raisons que peuvent invoquer les dirigeants pour justifier et expliquer l'utilisation des divisions de nominal.

2. Les réponses aux enquêtes apportées par les praticiens

Bien qu'ils n'aient pas réellement effectué une enquête proprement dite, Bar-Yosef & Brown (1977) avancent déjà dans leur article plusieurs hypothèses suggérées par les dirigeants d'entreprises et expliquant leur motivation à réaliser une division. Ces différentes possibilités sont les suivantes : accroitre la liquidité du titre, véhiculer de l'information quant aux opportunités d'investissement futures, augmenter la base de l'actionnariat dans le but d'éviter les prises de contrôle, accroitre les ventes du produit ou encore consolider les relations employeur/employés.

2.1. L'enquête de Baker & Gallagher (1980)

L'enquête de Baker & Gallagher (1980) repose sur l'envoi, le dépouillement et l'analyse d'un questionnaire administré à 100 entreprises ayant effectué une division de titre supérieure ou égale à une pour quatre (soit un rapport de division de 1,25 ou plus). 100 autres entreprises tirées de manière aléatoire constituent l'échantillon de contrôle. Leurs résultats montrent que les divisions semblent répondre principalement à la satisfaction des petits investisseurs. La baisse du cours unitaire du titre leur permet de disposer d'un plus grand nombre de titres pour une même valeur globale de portefeuille. De même, l'augmentation du nombre de titres en circulation favorise l'accroissement des échanges et du nombre d'actionnaires. Cette idée se rapproche nettement de l'hypothèse déjà évoquée du recours à la division pour atteindre un cours « optimal ».

2.2. Les travaux de ce type sur le marché français

Les enquêtes de ce type sur le marché français sont peu nombreuses mais on peut tout de même en citer deux, les plus importantes, même si elles ne concernent pas directement les divisions de nominal. Tout d'abord Hamon (1986) a effectué une enquête de grande envergure sur l'ensemble des opérations sur le capital auprès des directions financières de toutes les sociétés françaises cotées à la Bourse de Paris (plus de 600). Le taux de réponse est faible comparativement aux enquêtes américaines, ne dépassant pas 12%. Mais l'auteur l'explique par le fait que le taux de réponse est fortement corrélé d'une part avec l'occurrence de ces opérations au sein des sociétés et d'autre part avec leur proximité dans le temps.

En d'autres termes, seules les entreprises ayant souvent recours à ce type d'opération et en ayant récemment effectué une sont incités à répondre au questionnaire. Ces évènements étant moins courants que sur le marché américain, le taux de réponse est donc plus faible. Ses résultats concernant les divisions d'actions montrent comme principaux objectifs poursuivis l'élargissement du marché et une réaction favorable des cours.

Ensuite, on peut encore observer les résultats de l'enquête de Yon (1987), bien que ceux-ci concernent plus particulièrement les attributions gratuites d'actions. Son enquête est menée sur les mêmes critères qu'Hamon mais pour seulement 300 sociétés, dont 129 ont effectué des attributions gratuites entre 1973 et 1979. Il obtient un taux de réponse de 25% pour l'échantillon d'attributions gratuites et de 14% pour les autres entreprises. Ses résultats sont tout de même intéressants bien qu'il n'étudie pas spécifiquement les divisions de nominal car ils indiquent que contrairement aux dirigeants américains qui paraissent soutenir l'hypothèse d'un « prix cible», les responsables financiers français semblent quant-à-eux soutenir davantage l'hypothèse d'un contenu informatif de l'opération.

Il apparait ainsi, à la lecture de ces différentes enquêtes, que deux types d'objectifs se distinguent quant à l'utilisation des divisions de nominal. Le premier type d'objectif est d'ordre informationnel, avec l'utilisation de l'annonce de division comme signal, comme véhicule d'une nouvelle information quant aux perspectives futures de l'entreprise notamment. Le deuxième type est d'ordre opérationnel, comme le souhait d'améliorer la liquidité des titres, d'accroitre la base de l'actionnariat et de retrouver un cours proche des normes du secteur.

3. <u>L'étude pionnière de Fama, Fisher, Jensen & Roll (1969)</u>

Les études antérieures aux travaux d'FFJR (1969) sont très limitées dans le temps ou restreintes à un échantillon spécifique de faible taille (Barker, 1956,1957) (Johnson, 1966). C'est pourquoi ces derniers tentent dans leur article de compléter ces analyses en constituant un échantillon de taille bien plus importante, couvrant une longue période. Ils obtiennent un échantillon de 940 divisions et attributions gratuites dont le rapport d'émission est supérieur à 25% au NYSE entre 1927 et 1959. L'autre originalité de leurs travaux réside dans la méthodologie employée pour la partie empirique, puisqu'il s'agit de la première étude d'évènement sur la vitesse de réaction des prix à une nouvelle information

fondée sur le modèle de marché[24]. Leur idée est d'examiner la vitesse et le procédé par lequel les prix des actions s'ajustent à l'information véhiculée, si elle existe, par les annonces de divisions, et de tester ainsi l'hypothèse de contenu informationnel des annonces de distributions d'actions.

Avec des données mensuelles, les auteurs estiment les paramètres du modèle de marché pour chaque titre i sur toute la série d'observations disponibles à l'exception des 61 observations centrées sur le mois de réalisation de l'opération. Ils calculent ensuite les résidus moyens et cumulés sur la période d'étude et comparent les résultats obtenus dans les sous échantillons, suivant que les dividendes distribués augmentent ou diminuent après la division.

FFJR observent sur leur échantillon total une phase de croissance des résidus cumulés jusqu'à la date de réalisation où ils atteignent 34% en moyenne, puis une phase de stabilité les 30 mois suivants. Ils concluent alors, étant donné la longueur de leur fenêtre d'observation, que les performances anormales constatées dans leur étude ne sont pas uniquement dues à l'opération elle-même mais sont plutôt la résultante d'un accroissement remarquable des prix des actions considérées sur les deux ans précédant la division. Ces opérations ont donc tendance à être réalisées en période haussière du marché par des entreprises ayant connu des performances supérieures à la moyenne.

Les investisseurs anticipent généralement un inversement de tendance après une longue période de prospérité. L'annonce de division permet alors selon les auteurs de contrer cette anticipation et de réduire l'incertitude quant à l'évolution future des cours et des dividendes distribués. En effet, FFJR remarquent que 71,5% des entreprises de leur échantillon total augmentent leur dividende après l'opération. Ils concluent en indiquant que les rentabilités anormales observées ont pour origine l'espérance du maintien ou de l'augmentation du dividende plutôt que l'annonce de division elle-même, puisque l'évolution de ces rentabilités est différente selon le sous-échantillon étudié. Les résidus cumulés décroissent à la suite de l'opération pour les entreprises qui n'augmentent pas leur dividende alors qu'ils stagnent à environ 39% pour le sous-échantillon d'entreprises avec augmentation du dividende après la division.

[24] Voir chapitres 2 et 10 pour plus de détails sur le modèle de marché.

4. L'article de référence de Grinblatt, Masulis & Titman (1984)

L'article d'FFJR est considéré comme le pionnier en la matière et complet, du fait de la méthodologie employée, de l'importance de la taille de l'échantillon et de la durée de la période d'étude. Mais c'est l'étude de GMT qui constitue le véritable article de référence sur lequel s'est basée la majorité des travaux ultérieurs pour plusieurs raisons. Tout d'abord les auteurs analysent comparativement les divisions et les attributions gratuites, alors qu'FFJR les analysent seulement conjointement. Ensuite ils développent dans cet article deux hypothèses relatives au recours à de telles opérations et leur impact, qui restent encore à ce jour les deux principales et dont les nouvelles extensions ne sont que des variantes. Enfin, ils utilisent des données quotidiennes pour leur étude empirique et constituent des échantillons « purs » au regard d'autres annonces conjointes, notamment sur les dividendes, afin de distinguer leur effet.

4.1. Hypothèses

L'intention des auteurs est d'étudier précisément la réaction des cours tant à l'annonce qu'à la réalisation d'une division d'une nominal et d'une attribution gratuite. Leur étude est menée de manière conjointe et comparative, tout en contrôlant la contamination possible par d'autres annonces simultanées. Ils proposent alors deux hypothèses, répondant aux deux types d'objectifs mentionnés précédemment, à savoir d'ordre informationnel ou opérationnel.

La première hypothèse, nommée hypothèse de signalement, est subdivisée en deux variantes. La première version, l'hypothèse des gains retenus ou des bénéfices non-distribués concerne plus particulièrement les attributions gratuites. Elle suppose que l'émission d'actions nouvelles peut limiter la capacité de l'entreprise à distribuer des dividendes dans le futur puisqu'il s'agit dans ce cas précis d'une incorporation de réserves sans apport de fonds. Seules les entreprises anticipant une augmentation des bénéfices prennent donc de telles décisions. La deuxième version est l'hypothèse des sociétés sous-évaluées. Selon cette dernière, l'annonce permet aux dirigeants de ces entreprises, qu'eux-mêmes jugent sous-évaluées, de faire porter l'attention sur leur société, dans l'optique d'une réévaluation à leur juste valeur par les analystes. Dans les deux cas l'annonce constitue un signal favorable pour le marché quant aux perspectives futures de la société.

La deuxième hypothèse développée dans l'article répond quant à elle à l'objectif opérationnel. Selon celle-ci, la division permet aux dirigeants de maintenir le cours de leur action au sein d'une fourchette de cours « optimale », correspondant à un niveau de prix conciliant les intérêts des différents investisseurs et/ou contribuant à rendre l'action plus liquide.

4.2. Données et méthodologie de l'étude

Les auteurs collectent un échantillon total de 1762 annonces de divisions et d'attributions gratuites avec un rapport d'émission de plus de 10% sur le NYSE/AMEX sur la période 1967-1976. Ils aboutissent à un échantillon « pur » de 244 annonces de divisions et 84 attributions gratuites. Ces deux échantillons sont eux-mêmes subdivisés selon la politique de dividende. Leur méthodologie consiste alors à effectuer une étude d'évènement à la date d'annonce et de réalisation afin de déceler les rentabilités anormales puis de comparer les résultats au travers des sous-échantillons. Enfin, ils opèrent une régression par els moindres carrés ordinaires des rentabilités anormales moyennes cumulées du jour de l'annonce et du jour suivant sur les variables ci-dessous :

- β: estimé à partir du modèle de marché, sur une période de 250 jours suivant l'annonce
- $DivYld$: dividendes déclarés pendant les 250 jours avant l'annonce, le tout divisé par la valeur de marché de l'action (e^{ShrVal})
- $LeakR$: l'augmentation de valeur du titre entre j-6 et j-1, non expliqué par les mouvements de l'indice CRSP
- Mkt : produit du β sur la rentabilité de l'indice CRSP sur les 2 jours de la fenêtre d'évènement (j0 et j+1)
- $Runup$: l'augmentation de valeur du titre sur les 6 derniers mois, de j-120 à j-6
- $RVar$: variance résiduelle du modèle de marché, sur les 250 jours suivant l'annonce
- $SDiv$ $(PDiv)$: variation en pourcentage du plus récent dividende payé après (avant) l'annonce
- $ShrVal$: logarithme de la valeur de marché du titre en circulation à la fin de l'année précédant l'annonce
- $SpFac$: facteur de division.

4.3. Résultats empiriques

Leurs résultats montrent que 66% des opérations (distributions gratuites d'actions et divisions de nominal ensemble) sont suivies d'une augmentation du dividende ajusté par action. 20% des entreprises qui n'avaient pas déclaré de dividendes durant les trois années précédentes en annoncent un simultanément ou juste après l'annonce. De plus, 48% des sociétés de l'échantillon « pur » ayant distribué au moins un dividende durant l'année précédant l'annonce l'augmentent consécutivement à celle-ci. GMT soulèvent ainsi la possibilité d'une corrélation entre l'annonce et l'augmentation subséquente du dividende.

En outre, l'étude d'évènement fait ressortir une performance anormale significative tant à l'annonce qu'à la date de réalisation (respectivement de l'ordre de 3,44% et 1,53% pour l'échantillon total), et ce quel que soit le sous-échantillon étudié, divisions ou attributions gratuites, pur ou contaminé par d'autres annonces, avec augmentation du dividende ou non. Ainsi, les auteurs déduisent que cette réaction positive des cours à l'annonce possède un contenu informatif propre, dont une partie est sans doute liée à la prévision d'augmentation du dividende associée, mais dont une autre partie semble directement liée à l'espérance de cash flows futurs.

Enfin, les variables explicatives de la régression qu'ils effectuent d'une part pour les divisions et d'autre part pour les attributions gratuites ne sont vraiment significatives que pour les annonces de divisions. Les résultats de cette régression et de l'étude d'évènement soutiennent finalement l'hypothèse d'attention et de fourchette optimale, tout comme l'hypothèse des gains retenus pour les attributions gratuites. La réaction à leur annonce est en effet supérieure à celle des divisions de nominal (respectivement 4,90% et 3,03% dans l'échantillon total). L'attribution gratuite serait donc perçue différemment par le marché, comme une information plus favorable que la division.

On retrouve bien dans cette étude empirique de grande envergure de GMT les deux types d'objectifs poursuivis par les dirigeants, traduits en deux hypothèses bien distinctes mais pas forcément exclusives. Ainsi l'objectif d'ordre informationnel est traduit en une hypothèse de signalement, en prenant sa source dans la théorie du signal de Spence (1973) puis Ross (1977). L'annonce de l'opération serait alors un outil permettant de réduire l'asymétrie d'information entre les différents acteurs et de dévoiler une information

favorable au marché. Tandis que le deuxième objectif, d'ordre opérationnel, est traduit en hypothèse d'ajustement des prix. La division permet selon cette hypothèse de retrouver un niveau de cours « optimal » en termes de liquidité ou de volatilité par exemple. Les trois auteurs ont alors ouvert deux grandes voies que de nombreux chercheurs suivent et investiguent encore actuellement dans ce champ de recherche. Les deux chapitres suivants ont pour objet de développer ces deux hypothèses quant au recours aux divisions de nominal et présentent les principaux travaux publiés à ce jour s'y appuyant ou y faisant référence.

CHAPITRE 4 : *L'HYPOTHESE DE SIGNALEMENT ET CONTENU INFORMATIONNEL DE L'ANNONCE*

L'une des deux principales hypothèses évoquées comme double explication à la fois de la motivation des dirigeants à diviser les actions de leur entreprise et de la réaction favorable des cours à leur annonce trouve sa justification dans le contenu informationnel de l'annonce de l'opération. On touche ici à un domaine important de la théorie financière, la théorie du « signal », elle-même fondée sur l'existence d'une asymétrie d'information entre deux types d'agents. Les concepts de base de cette théorie sont abordés en début de chapitre, puis sont évoquées les différentes variantes de l'hypothèse de signalement relative aux annonces de division de nominal que l'on peut trouver dans la littérature et leurs limites. Enfin, les principaux modèles développés et études empiriques mises en œuvre pour tester cette hypothèse de signalement sont présentés en fin de chapitre.

1. Le recours à la théorie du signal pour expliquer la réaction des cours

Sur les marchés financiers, la théorie du signal se fonde sur l'asymétrie d'information entre les différents acteurs. C'est-à-dire que l'information relative aux performances futures de la société est inégalement partagée entre dirigeants et investisseurs, au profit bien entendu des dirigeants qui possèdent une information supérieure aux pourvoyeurs de fonds, qu'on nomme information privée. Dès lors, une politique de communication est nécessaire, les dirigeants doivent non seulement prendre les bonnes décisions mais aussi en convaincre le marché. C'est ainsi qu'ils ont recours au signal, matérialisé par une décision financière porteuse de conséquences négatives pour son initiateur dans le cas ou l'information serait erronée. Ce dernier point est important au niveau théorique puisqu'il représente le coût du signal. Un signal sans coût, c'est-à-dire non-sanctionné en cas de mensonge, perdrait en effet toute crédibilité. De plus cette théorie amène à s'interroger davantage sur la perception qu'ont les investisseurs du signal émis que sur sa seule portée objective.

Cette idée que les décisions financières donnent des indications sur la valeur future de la société au marché et réduisent ainsi l'asymétrie d'information a été initialement introduite par Ross (1977) et Leland & Pyle (1977) en adaptant le modèle de signalement de base de Spence (1973). Néanmoins, FFJR proposaient déjà en 1969 comme explication de la réaction des cours à l'annonce de la division que celle-ci permettait de divulguer de

l'information privée au marché vis-à-vis de l'évolution future du dividende et/ou des bénéfices. Selon cette théorie, les dirigeants reçoivent un signal concernant la valeur des cash flows futurs de l'entreprise à une date t et divulguent cette information au marché par l'intermédiaire de l'annonce d'une décision financière. Deux hypothèses doivent alors être vérifiées pour que l'équilibre de signalement soit complètement révélateur. Tout d'abord l'émetteur du signal, le dirigeant, doit disposer d'une certaine motivation ou incitation à transmettre son information privée aux actionnaires. En d'autres termes, la révélation de l'information doit être en accord avec la maximisation de sa fonction objectif, généralement son revenu. Ensuite, Le signal doit avoir un coût, inversement proportionnel à l'attribut signalé afin d'éviter l'imitation et la diffusion de faux signaux. Or l'identification du coût n'est pour le moins pas évidente dans ce type d'opérations.

En outre, le point d'équilibre correspondant au signal optimal est atteint si l'on vérifie les deux conditions suivantes : le signal est une fonction monotone strictement croissante (ou décroissante) de la qualité de l'information reçue et la réaction des investisseurs est une fonction monotone strictement croissante (ou décroissante) du signal transmis. On peut ainsi résumer le modèle et l'équilibre de signalement de Spence (1973) par les trois relations suivantes, reprises et adaptées dans les travaux de McNichols & Dravid (1990) :

- Le niveau du signal émis par le dirigeant (le facteur de division) correspond au niveau de l'attribut non-observable par le marché (valeur réelle de l'entreprise – valeur actuelle observable par le cours de bourse).
- Les nouvelles inférences des agents lors de l'évènement (nouvelles prévisions, valorisation du cours après l'évènement) correspondent au niveau du signal.
- Les inférences des agents correspondent donc à l'équilibre au niveau de l'attribut non-observable.

2. <u>L'hypothèse de signalement par le biais de l'annonce de division de nominal</u>

Cette hypothèse, application directe de la théorie du signal aux annonces de divisions de nominal, suppose que celles-ci sont un moyen à la disposition des dirigeants leur permettant de signaler aux actionnaires et au marché des performances futures favorables, tant en terme de bénéfices que de dividendes. L'annonce de division permet alors, sous cette hypothèse, de rassurer le marché quant à la poursuite des performances

exceptionnelles passées ou de la politique d'augmentation du dividende. Dans leur article, GMT (1984) abordent et étudient deux variantes de l'hypothèse de signalement[25] par le biais de l'annonce de division, qui sont les suivantes.

2.1. L'hypothèse de réputation

Cette hypothèse repose sur les travaux d'Heinkel (1984) et son « modèle de réputation ». Ce dernier suggère que les entreprises cherchent à maintenir leur réputation dans le but d'avoir l'opportunité de signaler des informations favorables dans le futur. Dans le cadre de ce modèle, les sociétés révèlent souvent, mais pas toujours, leur information complète et exacte. Ainsi, la publication d'une annonce de division de nominal a un contenu informationnel propre, mais qui n'est pas parfait. Les dirigeants sont donc incités à ne pas envoyer de faux signal, puisque celui-ci entamerait leur « réputation » et la perception de fiabilité par les investisseurs de l'information transmise.

2.2. L'hypothèse d'attention, ou hypothèse des entreprises sous-évaluées

Cette hypothèse repose elle aussi sur l'asymétrie d'informations présente entre dirigeants et investisseurs. Sous cette hypothèse, l'annonce de la division est un outil pour les dirigeants permettant d'attirer l'attention des investisseurs sur le titre. Les analystes sont alors incités à réévaluer les cash flows futurs et la valeur de l'entreprise. On trouve ici un coût implicite du signal, puisque seuls les dirigeants d'entreprises qu'ils jugent sous-évaluées trouvent leur intérêt dans le recours à l'annonce et le regain d'attention sur le titre, les entreprises surévaluées ayant logiquement plutôt intérêt à ne pas le signaler. L'impact sur le cours du titre à l'annonce de la division reflète en outre la sous-évaluation moyenne de ces sociétés ayant choisi d'annoncer une division. Enfin, comme l'annonce n'est que partiellement révélatrice de la valeur de l'entreprise, les réévaluations ultérieures effectuées par les analystes financiers sont rationnelles.

3. Limites de l'hypothèse de signalement : coût et choix du type d'annonce

Un premier problème majeur apparait tout de même dans l'utilisation de la théorie du « signal » pour expliquer le recours aux divisions de nominal. Selon la littérature

[25] Les auteurs discutent d'une troisième variante évoquée au chapitre 3, l'hypothèse des bénéfices non-distribués, mais elle est écartée dans notre travail car valable uniquement pour les attributions gratuites.

traditionnelle, le signal doit être coûteux, en ce sens où l'émission d'un mauvais signal devient pénalisante. Or, on n'observe pas de coût apparent dans la décision de diviser, si ce n'est peut-être la dégradation de la réputation suite à un signal erroné (Heinkel, 1984). Le cout serait alors implicite et représenté par le fait que l'attention nouvelle portée sur l'entreprise permettrait de déceler sa défaillance le cas échéant. Ainsi, une entreprise n'ayant pas de bonnes perspectives futures ne devrait pas être tentée d'imiter une autre qui divise ses titres pour obtenir une valorisation du cours. La crédibilité du signal s'en trouve donc d'une certaine manière accrue.

Les travaux de Bhattacharya & Dittmar (2001) tendent notamment à confirmer cette hypothèse puisqu'ils discutent de la possibilité d'un signal sans coût permettant à ce qu'ils appellent les « bons types » d'entreprises de se distinguer des « mauvais types » d'entreprises. Dans leur article, les auteurs proposent un modèle dans lequel figurent les deux alternatives : signal coûteux et signal sans coût. Si le « bon type » choisit un signal sans coût, il se distingue du « mauvais type » en attirant simplement l'attention sur lui. Le « mauvais type » ne l'imitera pas puisqu'il ne prendra pas le risque d'attirer sur lui aussi l'attention et d'être découvert en tant que « mauvais ». Dans le cas d'un signal coûteux pour se distinguer, c'est justement le coût du signal qui empêche le « mauvais type » d'imiter le bon. Ses mauvaises performances ne lui permettent pas de supporter aussi facilement le coût du signal. Ainsi ce modèle indique que, dans le contexte d'une entreprise sous-évaluée désirant se signaler au marché, celle-ci préfère toujours la méthode de signalement sans coût. Le coût de la distinction est alors supporté par les spéculateurs, tandis qu'il est supporté par l'entreprise elle-même si elle choisit un signal coûteux. Cependant le signal sans coût ne fonctionne que dans certaines circonstances particulières, à savoir seulement si les bénéfices de la recherche d'informations non-publiques sont élevés pour les péculateurs. Ces bénéfices ne sont élevés que si l'information publique sur l'entreprise est réduite et l'entreprise profondément sous-évaluée.

Batthacharya & Dittmar (2001) testent leur modèle sur un échantillon de 2948 entreprises listées au CRSP et dont les données sont disponibles sur Compustat et IBES[26]. Les annonces de rachats d'actions sont issues de la base de données « Securities Data Corporation's Merger and Acquisitions ». La période d'étude s'étale de 1985 à 1995.

[26] Institutionnal Broker's Estimate System.

L'intérêt du choix de ce type d'annonce, réside dans le fait que 25% des entreprises de l'échantillon n'ont en réalité pas racheté leurs actions à la suite de l'annonce. Les auteurs considèrent alors que celles-ci ont opté pour un signal sans coût. Ils observent leurs caractéristiques par rapport aux 75% restants de l'échantillon, les autres entreprises ayant réellement racheté leurs actions après l'annonce. Leurs résultats montrent que les premières ayant fait le choix d'un signal sans coût sont davantage « ignorées » des analystes, moins nombreux à les suivre, et davantage sous-évaluées sur la base du ratio market-to-book. En outre, les rentabilités anormales observées à l'annonce des deux sous-échantillons sont sensiblement comparables.

Brennan & Copeland (1988), puis Brennan & Hughes (1991) contournent ce problème de coût d'une manière différente. Ils font ressortir un premier coût de l'opération en remarquant que la division implique la création de lots d'actions incomplets plus coûteux à revendre pour les investisseurs que des lots complets. Ensuite, ils exposent le fait que sur le marché américain, on observe une relation négative entre coûts de transactions et valeur unitaire du titre. En effet, la structure des coûts y est pour partie fonction du nombre de titres échangés. Ces coûts deviennent alors logiquement supérieurs pour un même montant global après la division qu'avant. Ceci implique des commissions plus importantes pour les intermédiaires après la date de réalisation et se traduit par une nouvelle motivation à promouvoir ces titres à leurs clients plutôt que d'autres. Les travaux des auteurs sont abordés plus en détail dans la suite du chapitre.

Cette hypothèse de signalement n'évite pas non plus un autre écueil. Elle n'explique pas pourquoi les dirigeants choisissent une annonce de division pour se signaler et divulguer de l'information privée plutôt qu'un communiqué de presse relatif aux prévisions de résultats par exemple. GMT (1984) proposent deux possibilités permettant de contourner cette faiblesse. D'une part les dirigeants de ces entreprises ne sont sans doute pas disposés à dévoiler une information complète et claire à la concurrence. D'autre part, puisqu'ils sont directement responsables envers les actionnaires de l'information qu'ils publient, l'ambigüité de l'information induite par l'annonce de division peut leur permettre de relativement se couvrir en cas de signal erroné. On retrouve alors l'hypothèse de réputation d'Heinkel (1984) mais ceci renvoie tout de même au problème de sa crédibilité.

Enfin, on rencontre un dernier problème dans le cadre de l'hypothèse d'attention, en particulier pour le choix de l'annonce. Si le simple fait de faire porter l'attention sur un titre peut permettre de voir son cours se valoriser, pourquoi observe-t-on généralement la réaction inverse dans le cas de l'annonce d'un regroupement d'action (ou multiplication de nominal) ? En effet, Lamoureux & Poon (1987) s'intéressent plus particulièrement à ces opérations. Ils remarquent que la réaction des cours et de la volatilité est négative et significative sur leur échantillon d'étude de multiplications de nominal. Il est constitué de 49 opérations réalisées sur l'AMEX et le NYSE entre 1962 et 1985. Ces résultats mettent fortement à mal l'hypothèse d'attention et de signal émis par le biais de l'annonce. L'existence d'une réaction opposée à l'annonce entre division et multiplication de nominal suggère davantage un phénomène mécanique dû à la pression des prix des titres, aux préférences distinctes des différentes classes d'investisseurs ou aux règles fiscales en vigueur, comme l'expliquent les deux auteurs dont le propos est détaillé au chapitre suivant.

4. Modélisation et tests empiriques de l'hypothèse de signalement

Les résultats, certes importants, de GMT (1984) et FFJR (1969) ne sont pas repris dans cette partie puisqu'abordés dans le chapitre précédent. Il s'agit donc plutôt ici de présenter certains résultats intéressants d'autres chercheurs ayant repris et testé cette hypothèse de signalement à la suite des pionniers, de manière différente, en imaginant de nouveaux modèles. Ainsi, McNichols & Dravid (1990) reprennent le modèle de Spence (1973) et l'adaptent aux divisions de nominal. Brennan & Hugues (1991), puis Brennan & Copeland (1988), s'appuient sur l'étude de la structure des commissions et frais des courtiers afin de déceler un coût de l'opération. Enfin, les travaux plus récents de Nayak & Prabhala (2001) font appel à une méthodologie[27] astucieuse d'étude d'évènement conditionnel. Cette technique permet de tester le contenu informationnel propre d'une annonce particulière, en le séparant de l'effet simultané d'autres annonces.

4.1. Les travaux de McNichols & Dravid (1990) et le rôle du facteur de division

McNichols & Dravid (1990) formulent et testent l'hypothèse de signal par l'annonce d'une division de nominal de manière intéressante, en se basant sur les trois relations de l'équilibre de signalement de Spence (1973) et Riley (1979). Ils reprennent ainsi les trois

[27] Cette méthodologie est présentée en détail dans le chapitre 12.

propositions initiales, les adaptent aux divisions de nominal et les testent une à une à l'aide de trois régressions. Leur échantillon est constitué de 810 entreprises ayant divisé leurs actions entre 1976 et 1983 sur le marché américain (sources : CRSP et *Wall Street Journal*). Les trois relations testées sont les suivantes :

- *Le niveau du signal émis par le dirigeant (le facteur de division) correspond au niveau de l'attribut non-observable par le marché (valeur réelle de l'entreprise – valeur actuelle observable par le cours de bourse).*

Selon cette première hypothèse, le niveau du facteur de division reflète le niveau du signal, c'est-à-dire le niveau de l'information privée favorable du dirigeant. Dans le modèle de McNichols & Dravid (1990), ce capital informationnel est représenté par l'erreur de prévision des analystes, d'où le modèle tobit suivant :

$$SPFAC = \begin{cases} \alpha 1 + \alpha 2 * PRICE + \alpha 3 * MVE + \alpha 4 * RUNUP + \alpha 5 * FE + uspfac, & if\ SPFAC > 0 \\ 0 \qquad , & sinon \end{cases}$$

(23)

avec $SPFAC$: facteur de division

$PRICE$: cours de clôture 10 jours avant l'annonce

MVE : capitalisation boursière avant l'annonce ($PRICE$*nombre de titres)

$RUNUP$: erreurs de prévision cumulées durant les 120 jours avant l'annonce

FE : erreur de prévision des analystes

$uspfac$: erreur du modèle, c'est-à-dire la portion inexpliquée de $SPFAC$.

Bien que leurs résultats montrent que le facteur de division est corrélé aux erreurs de prévision, c'est-à-dire au niveau de l'attribut non-observable, ils se heurtent cependant à quelques difficultés. Le pouvoir explicatif du cours avant la division et de la valeur de marché de l'entreprise sont bien supérieurs aux autres variables explicatives employées dans la régression[28]. Le coefficient de FE reste tout de même très significatif et soutient en outre l'hypothèse selon laquelle les dirigeants intègrent leur information privée dans le choix du niveau du facteur de division.

- *Les nouvelles inférences des agents lors de l'évènement (nouvelles prévisions, valorisation du cours après l'évènement) correspondent au niveau du signal.*

[28] Appui à l'hypothèse d'ajustement des prix.

Les auteurs reformulent cette deuxième relation et la testent en opérant 2 régressions de l'erreur de prédiction cumulée des investisseurs, ce qui leur permet de décomposer le signal émis par le niveau du facteur de division en deux parties, la « surprise » ou le signal associé à la décision de diviser et la « surprise » ou le signal associé au choix du niveau du facteur de division :

$$ANNRET = \beta 1 + \beta 2 * spfac + error \qquad (24)$$

$$ANNRET = \beta' 1 + \beta' 2 * spfac1 + \beta' 3 * spfac2 + error' \qquad (25)$$

avec $spfac = SPFAC - \alpha 1 - \alpha 2PRICE - \alpha 3MVE$, résidu issu du modèle tobit suivant :

$SPFAC = \begin{cases} \alpha 1 + \alpha 2PRICE - \alpha 3MVE + spfac, & \text{si SPFAC} > 0 \\ 0 & \text{, sinon} \end{cases}$, il s'agit donc de la part inattendue du facteur de split, contrôlée pour la valeur boursière du titre avant la division et la capitalisation boursière de l'entreprise

$spfac1$: signal associé à la décision de diviser, facteur de division attendu sachant qu'il y a division – facteur de division attendu,

$E(SPFAC|SPFAC > 0, PRICE, MVE) - E(SPFAC|PRICE, MVE)$

spfac2 : part non prévue du facteur de division sachant qu'il y a division, c'est-à-dire le signal associé au niveau du facteur de division sachant qu'elle a lieu,

$SPFAC - E(SPFAC|SPFAC > 0, PRICE, MVE)$.

Les résultats de la régression de l'expression (24) font ressortir des $\beta 1$ et $\beta 2$ positifs et statistiquement significatifs. Les erreurs de prédiction des agents sont positivement corrélées avec l'estimation du signal. En outre, les coefficients $\beta' 2$ et $\beta' 3$ de la deuxième régression sont aussi positifs et significatifs, il y a donc un contenu informationnel dans la décision de diviser et dans la valeur du facteur de division sachant qu'elle est opérée.

- *Les inférences des agents correspondent donc à l'équilibre au niveau de l'attribut non-observable.*

Pour tester cette troisième relation, les auteurs reprennent les résultats des deux relations précédentes et aboutissent à l'équation suivante :

$$ANNRET = \gamma 1 + \gamma 2 * FE + \gamma 3 * uspfac + \varepsilon \qquad (26)$$

Les trois coefficients de la régression sont significatifs et positifs. Les erreurs de prédiction sur les trois jours entourant l'annonce sont bien corrélées à la valeur ou au niveau du facteur de division. Cependant, la haute significativité du coefficient $\gamma 3$ (t = 6,09) par rapport à $\gamma 2$ (t = 2,70) indique que la composante du signal du facteur de division non-corrélée avec FE a un pouvoir explicatif considérable. Les auteurs concluent alors sur ces résultats en suggérant que la variable FE peut être une mauvaise estimation de l'information privée des dirigeants, que $uspfac$ peut refléter de l'information relative à d'autres attributs évalués par les investisseurs ou enfin que l'équilibre de signalement est une explication incomplète du phénomène. Finalement, leurs résultats supportent fortement l'hypothèse d'ajustement des prix ou de fourchette de prix optimale.

4.2. Le modèle de Brennan & Hugues (1991) et l'incitation du courtier

Les auteurs reprennent l'hypothèse d'attention de GMT et l'adaptent à la lumière de leurs constatations quant à la structure des coûts de transactions sur le marché américain. Ils construisent un modèle dans lequel les dirigeants choisissent de diviser leurs titres afin d'inciter les analystes à faire de nouvelles prévisions. Leur réévaluation de l'entreprise dévoile alors de l'information plus précise au marché. Dans ce cadre, ce sont les sociétés de courtage qui diffusent donc les informations, de la même manière qu'elles traitent les ordres des investisseurs survenant en réponse à ces mêmes informations. Ces sociétés de courtage sont surtout attirées par les entreprises de grande taille car leur marché assez large assure des commissions considérables sur les transactions de titres. Les flux d'informations en provenance des sociétés de courtage sont donc croissants avec la taille de l'entreprise. Il en résulte que les « petites » sociétés ont tout intérêt à avoir des actions avec un prix unitaire faible afin d'accroître le revenu des courtiers sur leurs titres et les inciter à fournir davantage d'information sur la société et ses performances, dans la mesure où il existe une relation inverse entre prix unitaire des actions et coût de transactions. A l'équilibre de ce modèle, plus l'entreprise est de faible taille, plus le prix unitaire de ses actions est bas.

4.2.1 Hypothèses

Le modèle est fondé sur trois hypothèses principales dont les deux premières sont confirmées empiriquement et qui sont les suivantes :

- La quantité d'information produite sur une entreprise est fonction croissante de sa taille et décroissante de son niveau de prix.
- L'investisseur n'effectue de transactions que sur les titres qu'il « connait », c'est-à-dire les titres pour lesquels la société de courtage qui traite ses ordres en contrepartie a effectué des recherches, établi des prévisions. On retrouve cette hypothèse comme fondement du modèle à information incomplète de Merton (1987), dans lequel les prévisions de bénéfices agissent comme des catalyseurs pour les transactions sur le titre et donc les recettes des courtiers.
- Les sociétés de courtage sont en concurrence parfaite et décident ou non d'établir des prévisions sur une société particulière en comparant le coût de la prévision au revenu de courtage qu'elle induit. Le prix de courtage est donc fixe et la concurrence détermine le nombre de sociétés de courtage se partageant le marché.

4.2.1. Présentation du modèle

Considérons f comme le coût de la prévision pour une société de courtage et t la valeur actuelle des revenus de courtage pour cette entreprise, rapportée à sa valeur en fin de période$\tilde{x}$. Ainsi, sous l'hypothèse de concurrence parfaite, le nombre N d'analystes effectuant des prévisions sur cette entreprise à l'équilibre est donné par :

$$N = \frac{E(t*\tilde{x})}{f} \quad (27)$$

N dépend donc de la taille de l'entreprise $E(\tilde{x})$ et du taux de courtage t, inversement proportionnel au prix de l'action ($t = (P)$, $\frac{\partial t(p)}{\partial p} > 0$).

Considérons maintenant la situation d'un dirigeant ayant de l'information privée favorable à divulguer au marché. Supposons qu'il n'existe pas de mécanisme crédible pour transmettre cette information sans coût. Le dirigeant a la possibilité d'employer un tiers indépendant, comme un cabinet d'audit, afin que ce dernier vérifie l'information et le signal transmis. Cependant, l'auditeur étant payé directement par l'entreprise, on fait alors face au problème bien connu d'aléa moral (non-indépendance de l'auditeur face à l'audité). Ainsi, la seule alternative pour le dirigeant est de diviser ses titres afin d'accroitre l'attention portée

sur l'entreprise par les analystes et leur nombre. La précision de l'information privée révélée est alors proportionnelle au nombre d'analystes suivant l'entreprise N.

Les évènements se déroulent en quatre étapes successives telles que :

- En t_0, les investisseurs et le dirigeant sont considérés comme ayant des anticipations homogènes concernant la valeur en fin de période de l'entreprise, $\tilde{x}$.
- En t_1, le dirigeant reçoit un signal privé au sujet de $\tilde{x}$ et annonce le nouveau nombre de titres n, au travers de l'annonce de division.
- En t_2, cette division fait varier le prix du titre P ou (x/n) et détermine le nouveau taux de courtage $t(x/n)$ ainsi que le nombre optimal N d'analystes qui rassemblent alors de l'information sur l'entreprise et font des nouvelles prévisions de bénéfices.
- En t_3, la valeur de fin de période est réalisée et les analystes sont rémunérés en contrepartie par les frais de courtage.

Les anticipations à priori des investisseurs sur $\tilde{x}$ sont considérées comme normales, d'espérance x_0 et de précision s_0, la précision étant définie par les auteurs comme l'inverse de la variance. Ces derniers sont considérés comme neutres au risque et les taux d'intérêt sont nuls. Ainsi la valeur de marché en t_0 de l'entreprise est :

$$V_0 = x_0 * (1 - t) \qquad (28)$$

En t_1, le dirigeant reçoit un signal sur la valeur en fin de période : $y_m = x + \tilde{\varepsilon}_m$, où $\tilde{\varepsilon}_m$ est le résidu normalement distribué d'espérance nulle et de précision s_m. Le dirigeant, à partir d'y_m, détermine le facteur de division et annonce le nouveau nombre de titres n. Sachant n, les investisseurs déduisent que le signal du dirigeant est $\hat{y}_m(n)$ et révisent leurs anticipations sur x selon les règles de Bayes :

$$E(x|n) \equiv \hat{x}(n) = \frac{x_0 * s_0 + \hat{y}_m(n) * s_m}{s_0 + s_m} \qquad (29)$$

où $s_0 + s_m$ est la nouvelle précision. Quand n est annoncé en t_1, compte tenu de l'information nouvelle, du nouveau taux de courtage $t(x/n)$ et du coût réel anticipé de l'opération C, la valeur de marché V de l'entreprise devient :

$$V_1(n) = E[x * (1 - t(x/n))|n] - C \qquad (30)$$

où (x/n) est le nouveau prix du titre en t_3. Les frais de courtage agrégés attendus deviennent alors :

$$T(n) = E[x * t(x/n)|n] \qquad (31)$$

En considérant $T(n)$ comme monotone en n, la même information est transmise par l'annonce de T ou de n. On suppose alors que le dirigeant annonce directement T et l'équation (30) devient :

$$V_1(T) = \hat{x}(T) - T - C \qquad (32)$$

où $\hat{x}(T) = E[x/T]$ en t_1. En définissant $F = 1/f$, le nombre d'analystes effectuant des prévisions est alors, d'après (21) :

$$N(T) = F * T \qquad (33)$$

La prévision de chaque analyste est $y_i (i = 1, \dots, NT)$ avec :

$$y_i = x + \tilde{\varepsilon}_i \qquad \tilde{\varepsilon}_i \sim N(0, précision\ s) \qquad (34)$$

En définissant $\bar{y}$ comme la moyenne des y_i, la valeur de l'entreprise en t_2 après la publication des prévisions des analystes devient :

$$V_2(T, \bar{y}) = \frac{x_0 * s_0 + \hat{y}_m(T) * s_m + \bar{y} * F * T * s}{s_0 + s_m + F * T * s} \qquad (35)$$

Ainsi, la précision $F * T * s$ de la prévision moyenne $\bar{y}$ des analystes est croissante en T . Une augmentation des recettes globales de courtage accroît la précision de la prévision moyenne et augmente le poids attribué par les investisseurs à $\bar{y}$ dans leur estimation de la valeur l'entreprise. L'objectif du dirigeant est donc d'accroitre la précision de $\bar{y}$ au travers de l'annonce de division afin de conduire les analystes à révéler parfaitement l'information privée qu'il détient. En d'autres termes, son objectif en t_1 est de choisir le nouveau nombre de titres n (ou la somme agrégée des frais de courtage T) qui maximise l'espérance de la valeur de l'entreprise en t_2 lorsque les analystes ont révélés leurs prévisions, conditionnellement à l'information privée qu'il détient. On obtient alors à l'équilibre :

$$E[\bar{y}|y_m] = \frac{x_0 * s_0 + y_m * s_m}{s_0 + s_m} \qquad (36)$$

Et $$E[\{x * t(x/n) \mid T, \hat{y}_m, \bar{y}\} \mid y_m] = T \qquad (37)$$

En substituant (36) et (37) dans (35), on obtient l'anticipation du dirigeant en t_1 de la valeur de l'entreprise, telle que :

$$E[V_2(T) \mid y_m] = \frac{x_0 * s_0 + \hat{y}_m(T) * s_m + \left\{\frac{x_0 * s_0 + y_m * s_m}{s_0 + s_m}\right\} * F * T * s}{s_0 + s_m + F * T * s} - T - C \qquad (38)$$

L'objectif du dirigeant est donc de maximiser l'expression (38) par le choix de T. Sous la condition d'équilibre $\hat{y}_m(T) = y_m$ et en tenant compte de la condition du premier ordre de la maximisation par rapport à T, on obtient l'équation différentielle suivante :

$$\hat{y}'_m(T) = \frac{s_0 + s_m + F * T * s}{s_m} \qquad (39)$$

ayant pour solution, avec K étant une constante d'intégration :

$$\hat{y}_m(T) = \frac{s_0 + s_m}{s_m} * T + \frac{F * s}{2 s_m} * T^2 + K \qquad (40)$$

Etant donné l'existence d'un coût fixe à la mise en place d'une division, tous les dirigeants n'ont pas intérêt à en annoncer une à chaque fois qu'ils reçoivent de l'information privée. Ils n'engagent la procédure que s'ils reçoivent un signal supérieur à y_m^s menant à ne pas changer le nombre de titres tel que $T = T(n_0)$:

$$y_m^s \equiv \hat{y}_m(T = T(n_0)) = \frac{s_0 + s_m}{s_m} * T(n_0) + \frac{F * s}{2 s_m} * T(n_0)^2 - K \qquad (41)$$

On en déduit alors la valeur de la constante K :

$$K = \frac{F * s}{2 s_m} * T(n_0)^2 + \frac{F * s}{2 s_m} * T(n_0) - y_m^s \qquad (42)$$

Dans ce modèle, le dirigeant ne maximise pas la valeur de la société juste après la division en t_1 mais sa valeur en t_2 après les révisions des prévisions des analystes. Les investisseurs étant en mesure d'inférer le signal y_m en t_1, la valeur de l'entreprise en t_1 correspond à l'espérance de sa valeur en t_2, conditionnellement à $\hat{y}_m$, tel que :

$$V_1(T) = E[V_2(T)|\hat{y}_m(T)] - C = \frac{x_0 * s_0 + \hat{y}_m(T) * s_m}{s_0 + s_m} - T - C \quad (43)$$

On peut alors montrer que $\frac{\partial V_1(T)}{\partial T} > 0$, soit que la valeur de l'entreprise en t_1 est une fonction croissante du signal. Comme $T'(n)$ est supérieur à 0 et le prix cible x_0/n est décroissant en n, la réaction du marché à l'annonce de la division est une fonction décroissante du prix cible x_0/n, comme le montrent Brennan & Copeland (1988) dont l'article est abordé plus dans le chapitre.

4.2.2. Résultats empiriques

Le modèle prévoit que la division provoque une augmentation du nombre d'actionnaires qui suivent l'entreprise. La communication de prévisions des analystes stimule les échanges de titres avec des frais de courtages accrus en accélérant le flux d'informations privées, ce qui engendre l'accroissement du spread et de la variance des rentabilités. En outre, le nombre d'analystes pour une société étant fonction croissante de sa taille, une petite entreprise doit choisir un prix unitaire du titre faible afin de capter autant leur attention qu'une plus grande entreprise, d'où la relation positive entre le prix et la taille. Enfin, selon le modèle, la division est accompagnée d'une augmentation du nombre de prévisions de bénéfices des analystes, motivée par la baisse de prix des titres. Les auteurs effectuent alors la régression suivante pour chaque année t de leur échantillon d'entreprises cotées au NASDAQ, NYSE et AMEX de 1976 à 1987 (entre 967 et 2700 divisions par année) :

$$N_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} * logSize_{it} + \alpha_{2t} * (1/P_{it}) + \alpha_{3t}Var_{it} + \alpha_{0t} + \alpha_{4t}logR_{it} + \alpha_{5t}logR_{it-1} + \cdots + \alpha_{8t}logR_{it-4} + \varepsilon_{it} \quad (44)$$

avec N_{it} : nombre d'analystes ayant fait une prévision annuelle sur la société i à la fin de l'année t

$Size_{it}$: valeur de marché de l'entreprise i au 31 décembre de l'année t

P_{it} : prix de l'action i au 31 décembre de l'année t

Var_{it} : variance des rentabilités du titre i estimée sur une période de 200 jours avant le 31 décembre de l'année t

R_{it} : rentabilité du titre i sur l'année t (sans réinvestissement du dividende).

Les résultats de la régression année par année mettent d'une part en évidence une relation significativement positive entre le nombre d'analystes suivant une entreprise et sa taille ainsi qu'avec la variance de ses rentabilités. D'autre part, et ceci est sans doute le résultat le plus intéressant de leurs travaux, les auteurs observent aussi une relation significativement positive entre le nombre d'analystes et l'inverse du prix du titre, comme le prévoie leur modèle.

4.3. Les travaux de Nayak & Prabhala (2001) et la séparation de l'effet du dividende

L'originalité et la spécificité des travaux récents de ces deux auteurs résident principalement dans la méthodologie mise en œuvre. Ils développent en effet dans leur article une technique astucieuse d'étude d'évènement conditionnel[29] permettant de décomposer l'impact d'une annonce simultanée de deux évènements sur les cours boursiers d'un titre. Cette méthode est elle-même basée sur les travaux d'Heckman (1979) en matière d'auto-sélection de l'échantillon d'étude. Le modèle qu'ils établissent permet de mesurer et d'isoler l'effet de chacune des deux annonces bien qu'ils soient combinés. Nayak & Prabhala analysent ainsi l'impact des divisions de nominal sur les cours en distinguant l'effet « pur » lié à la division des titres de la part induite par l'annonce conjointe d'augmentation des dividendes. Ils constatent en effet qu'environ 80% des annonces de divisions de nominal de leur échantillon sont « contaminées » par une autre annonce faite sur l'évolution des dividendes. Ce problème majeur de la « contamination » de l'annonce simultanée sur les dividendes est déjà soulevé dans l'article pionnier d'FFJR (1969). Il est aussi pris en compte dans celui de GMT (1984) qui ne sélectionnent que des annonces « pures » dans leur échantillon d'étude (Cf. chapitre 3).

4.3.1. Hypothèses

Les auteurs testent de la sorte deux hypothèses relatives au contenu informationnel de l'opération et pas forcément exclusives l'une de l'autre :

- *Les substituts informationnels* : selon cette hypothèse l'annonce de division de nominal et l'annonce sur la politique de distribution de dividendes ont un contenu

[29] La méthodologie d'étude d'évènement conditionnel est présentée en détail dans la partie empirique au chapitre 11.

informationnel similaire quant aux performances futures de la société émettrice. En conséquence une annonce conjointe de division et d'augmentation du dividende devrait avoir un contenu informationnel nouveau moindre qu'une annonce unique de division. Cette annonce simultanée devrait alors induire une réaction du marché et donc des cours plus faible.

- *Les attentes différentielles du marché* : cette deuxième hypothèse indique que les entreprises distributrices de dividendes diffèrent systématiquement dans leurs caractéristiques propres de celles qui n'en distribuent pas. Ces dernières sont souvent considérées plus jeunes et leurs titres plus volatiles que les entreprises distributrices de dividendes, plus stables et plus anciennes. Il en résulte que les sociétés ne payant pas de dividendes à leurs actionnaires sont moins susceptibles d'annoncer une division de nominal. Lorsqu'elles le font, le marché est davantage surpris que si l'annonce était faite par une entreprise payant des dividendes et sa réaction (la valorisation des cours) doit être aussi plus importante.

4.3.2. Présentation du modèle

Nayak & Prabhala commencent par spécifier un modèle statistique de double décision de division de nominal et d'augmentation des dividendes pour le dirigeant. Ce modèle prend la forme d'un probit bivarié dans lequel le dirigeant de l'entreprise i annonce une division de nominal si la variable SPL_i est positive. Une partie de SPL_i est connue publiquement, basée sur un vecteur de variables X_{si} avant l'annonce. Une entreprise avec un cours du titre élevé ou ayant subi un récent et important accroissement de ce cours peut être davantage incitée à diviser ses titres et les variables X_{si} prennent cela en compte. Le dirigeant choisit ou non d'annoncer une augmentation des dividendes sur le même principe à partir de la variable DIV_i dont une partie peut être connue du marché et donc prédictible, comme pour l'annonce de division. Formellement on a :

$$\begin{cases} SPL_i = \theta_s X_{si} + \Psi_{si} \\ DIV_i = \theta_d X_{di} + \Psi_{di} \end{cases} \qquad (45)$$

L'entreprise i annonce une division de nominal si :

$$SPL_i = \theta_s X_{si} + \Psi_{si} > 0 \equiv \Psi_{si} > -\theta_s X_{si} \qquad (46)$$

L'entreprise i annonce une augmentation de dividende si :

$$DIV_i = \theta_d X_{di} + \Psi_{di} > 0 \equiv \Psi_{di} > -\theta_d X_{di} \quad (47)$$

L'information privée du dirigeant est représentée ici par Ψ_{si} et Ψ_{di}. L'effet d'annonce simultanée de ces deux décisions relatives aux dividendes (D) et à la division des titres (S) peut donc être représenté par la relation suivante :

$$E(AR_{sdi}|D,S) = \gamma_{sd} + \beta_d E(\Psi_{di}|D,S) + \beta_s E(\Psi_{si}|D,S) \quad (48)$$

Comme les deux auteurs font l'hypothèse que les deux annonces peuvent être des substituts, ils introduisent la possibilité d'une corrélation ρ_{sd} entre Ψ_{si} et Ψ_{di}. Ils décomposent ainsi l'information véhiculée par l'annonce de la division en deux parties, l'une liée aux dividendes $\rho_{sd}\Psi_{di}$ et l'autre $\Psi_{s-d,i}$, propre à l'annonce de la division, telle que :

$$\Psi_{si} = \rho_{sd}\Psi_{di} + \Psi_{s-d,i} \quad (49)$$

et en remplaçant dans (48), l'effet d'annonce simultanée peut alors s'écrire:

$$E(AR_{sdi}|D,S) = \gamma_{sd} + (\alpha_d - \rho_{sd}\alpha_{s-d})E(\Psi_{di}|D,S) + \alpha_{s-d}E(\Psi_{si}|D,S) \quad (50)$$

Nayak & Prabhala montrent enfin que l'hypothétique réaction à l'annonce d'une division « pure », sans annonce simultanée sur les dividendes, s'écrit :

$$E(AR_{si}) = (1-\rho^2{}_{sd})\alpha_{s-d}\Psi_{si} + \rho_{sd}\alpha_d\Psi_{si} \quad (51)$$

dont la partie à gauche, $(1-\rho^2{}_{sd})\alpha_{s-d}\Psi_{si}$, représente la part de la réaction imputable uniquement à l'information contenue dans l'annonce de la division elle-même, décontaminée de l'influence de l'information relative aux dividendes qu'elle contient, $\rho_{sd}\alpha_d\Psi_{si}$.

4.3.3. Résultats empiriques

Les auteurs testent leurs hypothèses et leur méthodologie sur un échantillon de 1597 divisions de titres entre 1985 et 1994 dont les données sont disponibles sur la base du CRSP. 1222 de ces annonces proviennent d'entreprises distributrices de dividendes et 80% des annonces issues de ces entreprises sont justement accompagnées d'une annonce relative

aux dividendes. Grâce à une méthodologie d'estimation en deux étapes initiée par les travaux d'Heckman (1979), les auteurs obtiennent des estimations des paramètres θ_d, θ_s et ρ_{sd}. Ceci leur permet d'estimer la relation (48) en régressant la rentabilité anormale cumulée de j-1 à j+1. Ils retrouvent enfin à partir de (50) les valeurs de α_s et α_{s-d}. Leurs résultats font ressortir qu'en moyenne 54% de l'impact d'une annonce de division sur les cours peut être attribué à l'information relative à l'évolution des dividendes sous-jacente et induite dans la division. Les deux opérations sont ainsi partiellement des substituts informationnels quant aux performances futures de l'entreprise. Cependant, cette substitution n'est pas parfaite puisqu'il reste 46% de l'effet sur les cours qui n'est pas attribuable aux dividendes. L'annonce de division a donc son propre contenu informationnel et les attentes vis-à-vis des deux annonces ne sont pas tout-à-fait analogues.

4.4. Le modèle de Brennan & Copeland (1988) et le contenu informatif de la « fourchette de prix cible »

Bien que GMT (1984) écartent cette hypothèse faute de coût apparent du signal, ils discutent tout de même succinctement dans leurs travaux d'une hypothèse de signalement par l'annonce du dirigeant de la « fourchette de prix cible ». Ils réunissent ainsi en quelque sorte leurs deux principales hypothèses en supposant que l'ajustement du prix du titre vers un prix cible signale l'information privée du dirigeant au marché. McNichols & Dravid (1990) montrent en outre que le choix du rapport de division est lui-même un signal en testant le lien entre celui-ci et l'erreur de prévision des bénéfices, comme cela est exposé précédemment. Dans le même ordre d'idée, Brennan & Hugues (1988) proposent un modèle de signalement par le choix du prix cible.

4.4.1. Hypothèses

Les deux auteurs se basent sur l'hypothèse d'un lien inverse entre prix des titres et frais de courtage sur le marché américain, reprise ensuite par Brennan & Copeland (1991). A partir de cette relation, le revenu du dirigeant est fonction d'une part de la valeur intrinsèque de l'entreprise et anticipée par les investisseurs mais aussi du coût global de transactions. Jouer sur le nombre de titres peut en conséquence procurer au dirigeant un revenu supérieur. Une politique optimale serait donc pour lui d'ajuster sas cesse le cours de l'action en opérant des divisions/multiplications afin de minimiser continuellement les frais

de transactions. Cependant, l'existence d'un coût administratif lié à la mise en place de la division/multiplication de nominal oblige le dirigeant à n'ajuster les cours que par intervalles successifs, de manière discrète. Le nouveau nombre de titres persiste alors un certain temps avant un nouvel ajustement.

Ainsi, un dirigeant d'entreprise possédant de l'information privée favorable sur ses performances futures est tenté de la communiquer en se distinguant des autres par l'annonce d'une division d'un rapport plus élevé que celui minimisant les frais de transactions. L'augmentation de ces frais est alors compensée par la valorisation du titre qui ramène ensuite le cours au niveau recherché. Cependant cette proposition n'est valable que si l'accroissement des coûts de transactions suite à la baisse du cours est inférieur pour les sociétés dont la valeur « inobservée » est plus élevée. Ceci suppose que les coûts de transactions sont une fonction croissante (ou en forme de U) du nombre de titres.

4.4.2. Présentation du modèle

Soit l'entreprise i dont le nombre de titres sous-jacents en circulation est m. En t_0, le dirigeant de l'entreprise reçoit de l'information privée sur la valeur P des cash flows futurs en t_1. Il a alors le choix d'annoncer une division de facteur s tel que le nouveau nombre de titres devient $n = ms$. La valeur totale des coûts de transactions en t_1, lorsque la valeur des cash flows de i est P et le nombre d'actions n, est représentée par la fonction $T(n, P)$. Si la division a lieu, la valeur de marché nette en t_1, une fois que P est révélée, est $M = P - T(n, P)$. Alors qu'en t_0, à l'annonce de la division mais avant que P soit révélée, la valeur de l'entreprise dépend seulement de ses caractéristiques observables z, dont n fait partie. La valeur de l'entreprise telle qu'elle est évaluée par les investisseurs après l'annonce est donc $\tilde{P}(n, z)$. Le cas échéant, s'il n'y a pas d'annonce cette valeur est notée $\bar{P}(z)$.

Les auteurs font alors l'hypothèse que le revenu W du dirigeant, représentant sa motivation, est une fonction linéaire de la valeur intrinsèque de l'entreprise, de sa valeur anticipée par les investisseurs et du coût global de transaction. Si le dirigeant choisit d'annoncer une division, il choisit donc n de façon à maximiser sa fonction objectif de revenu, ce qui revient à résoudre le problème suivant, dont le résultat est n^* :

$$\max_n W^s(n,z) = \alpha * (\hat{P}(n,z) - F) + \beta * P - T(n,P) \quad (52)$$

avec F : coût administratif lié à la mise en place de la division de nominal

α, β : facteurs de pondération strictement positifs.

Si le dirigeant n'annonce pas de division, son revenu est alors :

$$W^0(z) = \alpha * \bar{P}(z) + \beta * P - T(m,P) \quad (53)$$

Ainsi, il ne décide de mettre en place une division de titres que si $W^s(n^*,z) > W^0(z)$. En outre, son information privée est complètement révélée lors de l'annonce, ce qui implique que $\hat{P}(n,z) = P$.

Selon l'hypothèse de Brennan & Copeland, le coût de transactions par dollar de P, noté $t(n,P)$, est une fonction décroissante de la taille et de la valeur intrinsèque par titre, telle que :

$$t(n,P) = t_1 + t_2 * \frac{n}{P^\gamma} \quad (54)$$

avec $\gamma > 1, t_1 > 0$ et $t_2 > 0$.

En multipliant (54) par P, on obtient l'expression du coût global de transactions :

$$T(n,P) = t_1 + t_2 * \frac{n}{P^{\gamma-1}} \quad (55)$$

En remplaçant la fonction de coût par cette expression dans (52) et en maximisant par n, on obtient les conditions de premier et de second ordres suivantes :

$$W_n = \alpha * \hat{P}_n - \frac{t_2}{P^{\gamma-1}} = 0 \quad (56)$$

$$W_{nn} = \alpha * \hat{P}_{nn} < 0 \quad (57)$$

Du fait de la condition $\hat{P}(n,z) = P$, la condition de premier ordre ci-dessus implique que la déduction du marché doit satisfaire l'équation différentielle suivante :

$$\alpha * \hat{P}^{\gamma-1} * \hat{P}_n = t_2 \quad (58)$$

dont la solution est, avec la seconde condition satisfaite tant que $\gamma > 1$:

$$P(n) = k * [n + c(z)]^{1/\gamma} \qquad (59)$$

avec $k = \left(\frac{t_2 * \gamma}{\alpha}\right)^{1/\gamma}$ et $c(z)$ une constante d'intégration.

Selon l'efficience de Pareto, pour un z donné, la plus faible valeur P_{min} de l'entreprise n'engendre aucun coût de signalement, ce qui détermine la constante d'intégration $c(z)$, où $P_{min}(z)$ est la valeur minimale possible de l'entreprise de caractéristiques z et $n^*(z)$, telle que:

$$c(z) = \left[\frac{1}{k} * P_{min}(z) - n^*(z)\right]^{\gamma} \qquad (60)$$

En ignorant le coût administratif F, les équations (55) et (59) impliquent que la valeur de marché nette de la société après division, $M(n, z)$, dépendant du nombre de titres est :

$$M(n, z) = k * (1 - t_1) * [n + c(z)]^{1/\gamma} - t_2 * n * k^{1-\gamma} * [n + c(z)]^{1-\gamma/\gamma} \qquad (61)$$

Si le nouveau nombre de titres n révèle de l'information privée au marché sur P, on peut observer des rentabilités anormales lors de l'annonce de la division. Elles sont obtenues en divisant $M(n, z)$ par la valeur de marché avant l'annonce $\bar{M}(z)$. Ainsi, l'expression de la rentabilité anormale à l'annonce, croissante avec n, est la suivante :

$$u = \frac{k * (1 - t_1) * [n + c(z)]^{1/\gamma}}{\bar{M}(z)} - t_2 * n * k^{1-\gamma} * \left(\frac{n}{\bar{M}(z)}\right) * [n + c(z)]^{1-\gamma/\gamma} \qquad (62)$$

4.4.3. Résultats empiriques

Dans la partie empirique de leurs travaux, les deux auteurs testent tout d'abord la validité de l'hypothèse de base de leur modèle, c'est-à-dire que le coût de transaction par dollar échangé t est une fonction hyperbolique de la valeur P de l'entreprise et du prix intrinsèque de l'action P/n. En imposant comme condition $\gamma = 1$, du fait de leur échantillon limité, ils estiment la fonction de coût de transactions pour différents montants de transactions (5000 puis 10000 $) sur les données de 98 sociétés de courtage en 1982. Ils obtiennent des paramètres très significatifs avec un R^2 proche de 1. Ils testent ensuite la relation (62) en supposant $c(z) = 0$, ce qui réduit l'expression à :

$$u = K * \left(\frac{n}{M}\right)^{1/\gamma} * M^{1/\gamma - 1} \qquad (63)$$

avec $K = k * (1 - t_1) - t_2 * k^{1-\gamma}$.

La transformation logarithmique leur permet d'obtenir la relation linéaire suivante, où $TS = \bar{M}/_n$, soit le prix cible suite à la division en l'absence d'information privée :

$$\ln u = a_0 + a_1 * \ln TS + a_2 * \ln \bar{M} \qquad (64)$$

Ils estiment cette relation par la régression (65) suivante sur un échantillon de 967 divisions de nominal réalisées par des entreprises cotées au NYSE entre 1967 et 1976 :

$$\ln u_i = a_0 + a_1 * \ln TS + a_2 * \ln \bar{M} + a_3 * MKT + a_4 * \ln S^a \qquad (65)$$

avec u_i : la rentabilité anormale cumulée du jour de l'annonce et du jour suivant

TS : prix cible (cours du titre avant l'annonce / facteur de division= $S/_s$)

M : valeur de marché de l'entreprise avant l'annonce

S : cours de l'action avant l'annonce, variable de contrôle

MKT : rentabilité cumulée de l'indice de référence du jour de l'annonce et du jour suivant, variable de contrôle.

Les résultats de la régression montrent comme le prévoit le modèle une relation négative entre la rentabilité anormale à l'annonce et le prix cible, avec un coefficient a_1 négatif et significatif, ce qui confirme leur hypothèse de contenu informationnel du prix cible. Par contre, les coefficients a_2 et a_4 ne sont pas significatifs, indiquant que l'information privée contenue dans l'annonce n'est pas liée au facteur de division lui-même (le nombre de titres) ou au prix avant l'annonce mais surtout au prix cible visé par le dirigeant.

Pour conclure, on peut considérer que bien que l'hypothèse de signalement soit la plus souvent avancée par nombre d'autres sur le sujet, celle-ci souffre de plusieurs limites. Tout d'abord, l'impact sur les cours des titres est difficile à lier directement à l'annonce de division elle-même et là l'information privée qu'elle contient potentiellement plutôt qu'à

l'espérance de maintien ou d'augmentation des dividendes. En effet, les deux annonces sont bien souvent simultanées et il est compliqué d'en distinguer réellement les effets. Ensuite, cette hypothèse de signalement nécessite classiquement un coût lié à la mise en place de l'opération et à l'émission du signal qu'il est difficile de faire apparaitre dans le cas des divisions de nominal. C'est d'ailleurs principalement sur ce point précis que les auteurs se basent pour réaliser leurs modèles théoriques. Enfin, il est raisonnable de se demander pourquoi les dirigeants ne transmettent pas directement cette information privée comme ce peut être le cas avec les dividendes plutôt qu'un substitut ambigu.

Cependant, dans le cadre de cette hypothèse, la motivation des dirigeants est clairement définie puisqu'elle est constituée par la volonté de divulguer de l'information privée au marché, à la « clientèle » d'investisseurs du titre en question, afin d'entrainer une réévaluation de l'entreprise à sa « vraie » valeur. Contrairement à l'hypothèse d'ajustement des prix abordée au chapitre suivant, dans laquelle on remarque que la motivation du dirigeant est plus difficilement identifiable.

CHAPITRE 5 : *L'HYPOTHESE D'AJUSTEMENT DES PRIX ET IMPACT A LA REALISATION DE LA DIVISION*

L'hypothèse alternative au signalement d'information privée du dirigeant de l'entreprise par l'annonce d'une division, soutenue principalement par les praticiens et les professionnels, est l'hypothèse d'ajustement des prix. Elle repose essentiellement sur l'idée que les « grands » investisseurs institutionnels et les « petits » épargnants individuels ont des préférences différentiées en matière de prix unitaire des actions, et ce pour plusieurs raisons ayant trait notamment à la liquidité des titres ou la fiscalité à laquelle sont soumis les agents. Cette hypothèse explique en outre la réaction du marché à la date de réalisation de l'opération, contrairement à l'hypothèse de signalement.

1. Ajustement des prix et conciliation des intérêts divergents des différents investisseurs

Selon cette hypothèse, les divisions de nominal servent aux dirigeants d'entreprises cotées de maintenir le cours de leurs actions à un niveau de prix « optimal ». Ce niveau de prix permet de concilier les intérêts divergents des différents types d'investisseurs. Il contribue aussi à améliorer la liquidité du titre et/ou se rapprocher des normes du secteur (ou de l'industrie) auquel l'entreprise appartient. Tout comme l'hypothèse de signalement, cette hypothèse s'articule autour de plusieurs variantes. Plus particulièrement, ces dernières apportent des explications quant aux réactions observables autour de la date de réalisation des opérations de divisions de titres.

1.1. Les travaux de Goyenko, Holden & Ukhov (2006) sur l'amélioration de la liquidité

Le fait que les dirigeants justifient le plus souvent la mise en place d'une division de nominal de leurs actions par la volonté d'améliorer la liquidité du titre et d'attirer de nouveaux investisseurs a déjà été mentionné. Cette augmentation de liquidité est par ailleurs largement contestée empiriquement par de nombreux chercheurs[30] ayant plutôt observé une détérioration de cette liquidité suite à une division de nominal. Cependant, selon Goyenko, Holden et Ukhov (2006), la plupart de ces travaux utilisent une fenêtre d'observation relativement courte au regard des mécanismes qui dirigent le comportement des investisseurs, en particulier les investisseurs individuels souvent considérés comme

[30] Cf. Chapitre 2.

« mal » informés. En outre, les résultats de leurs travaux récents semblent être en faveur de cette hypothèse d'amélioration de la liquidité lorsque l'on observe les variations sur un horizon plus long, et en comparant avec un échantillon de contrôle.

1.1.1. Hypothèses

Dans leur article, les trois auteurs émettent l'hypothèse que malgré l'apparente détérioration immédiate de la liquidité, mesurée par l'augmentation du spread relatif, il doit exister des effets à plus long terme sur la liquidité. Goyenko, Holden & Ukhov reprennent et testent alors deux variantes de l'hypothèse d'ajustement des prix. La première est l'hypothèse de fourchette optimale de prix, reprise de Copeland (1979), selon laquelle la diminution du prix suite à la division permet aux investisseurs d'échanger plus facilement des lots complets d'actions en évitant le surcoût dû aux transactions de lots incomplets, notamment les lots de moins de 100 actions. En conséquence, le prix moins élevé et le nombre plus important de titres peuvent engendrer un élargissement de l'actionnariat et plus généralement de la « clientèle » de l'entreprise, avec un accroissement du volume de transactions. Ceci peut éventuellement faire baisser le spread effectif relatif.

La deuxième hypothèse testée dans cet article repose sur les travaux d'Harris (1996) et Angel (1997). Il s'agit de l'hypothèse du pas de cotation (ou tick) optimal. L'idée est que la division a pour conséquence immédiate d'augmenter le spread en pourcentage du prix. Cependant cette situation mène les investisseurs à soumettre davantage d'ordres « à court limité » au détriment des autres ordres, notamment l'ordre « au marché » pour deux raisons. D'une part certains investisseurs vont alors préférer passer des ordres « à cours limité » car ceux-ci deviennent plus intéressants pour eux. D'autre part, ils peuvent décider de devenir des pseudos « teneurs de marché » et soumettent des ordres « à court limité » à l'achat comme à la vente afin de gagner l'écart. Cet accroissement conséquent de passages d'ordres « à court limité » peut en outre faire baisser le spread relatif en dessous du niveau où il aurait du se trouver sans division de nominal.

1.1.2. Méthodologie

Les trois auteurs examinent l'évolution de la liquidité suite à une division sur un long horizon, avec une fenêtre d'observation allant jusqu'à 72 mois après l'opération. Ils étudient

pour cela un échantillon de 2293 divisions effectuées sur le NYSE/AMEX entre 1964 et 1997. Afin d'apprécier l'évolution de cette liquidité, ils calculent trois proxys différents de l'écart effectif relatif et les comparent à un échantillon de contrôle (constitué en appariant les entreprises de l'échantillon d'étude avec des entreprises aux caractéristiques similaires). Ces trois mesures sont les suivantes.

Le premier proxy est le « tick effectif », tiré des travaux de Holden (2004). Il s'agit d'une estimation du spread en se basant sur la distribution des prix observés lors des transactions et leur variation minimale (1/4, 1/8, 1/16 de dollar etc.). Le modèle afférent suppose que chaque jour le spread varie par sauts aléatoires parmi plusieurs niveaux de spread, et à chaque niveau correspond un niveau de prix de transaction journalier, basé sur le tick correspondant. Par exemple lorsque le spread est 1/8$, chacune des huit fractions de dollar (de 1/8 à 1$) est utilisée. Par contre, s'il est d'1/4$, seules les quatre fractions de dollar correspondantes sont utilisées (1/4, 1/2, 3/4 et 1$). Ainsi, il est possible d'inférer la probabilité d'obtenir un spread d'1/8$ en observant la fréquence d'occurrence de prix en fraction d'1/8$. Ensuite en observant la différence de fréquence d'occurrence entre les prix en fraction d'1/4$ et d'1/8$, on peut inférer la probabilité d'obtenir un spread d'1/4$, et ainsi de suite.

Le deuxième proxy utilisé, le « LOT Mixed » a été développé par Lesmond, Ogden et Trzcinka (1999). Il se base quant à lui sur l'idée qu'en présence de coûts de transactions, les investisseurs « informés » n'effectuent d'échanges que si la valeur de l'information excède ces coûts. Selon cette hypothèse, un titre ayant des coûts de transactions élevés devrait subir des mouvements de prix moins fréquents et avoir davantage de journées avec des rentabilités nulles qu'un titre avec des coûts de transactions plus faibles. Ainsi, le modèle « LOT Mixed » estime le spread et les coûts de transactions en considérant le prix de réservation de l'investisseur « informé ». Une relation « standard » de type modèle de marché intervient les jours où la rentabilité est non-nulle, le cas échéant il s'agit d'une droite horizontale. Selon le modèle « LOT Mixed », la rentabilité réelle R^*_{jd} du titre j au jour d est donc fonction de la sensibilité β_j de j à la rentabilité du marché R_{md}, avec ε_{jd} le choc informationnel au jour d, tel que :

$$R^*_{jd} = \beta_j * R_{md} + \varepsilon_{jd} \quad (66)$$

ε_{jd} est supposé être normalement distribué, de moyenne nulle et de variance $\sigma^2{}_j$. En posant α_{1j} comme le coût de transactions à la vente du titre j et α_{2j} son coût de transaction à l'achat, la rentabilité observée R_{jd} est telle que :

$$\begin{cases} R_{jd} = R^*{}_{jd} - \alpha_{1j} \quad quand \quad R^*{}_{jd} < \alpha_{1j} \\ R_{jd} = R^*{}_{jd} \quad quand \quad \alpha_{1j} < R^*{}_{jd} < \alpha_{2j} \\ R_{jd} = R^*{}_{jd} - \alpha_{2j} \quad quand \quad \alpha_{2j} < R^*{}_{jd} \end{cases} \qquad (67)$$

Ce modèle est ensuite estimé par le maximum de vraisemblance dont l'estimateur des paramètres développé par les trois auteurs est :

$$L(\alpha_{1j}, \alpha_{2j}, \beta_j, \sigma_j | R_{jd}, R_{md}) = \prod_1 \frac{1}{\sigma_j} n \left[\frac{R_{jd} + \alpha_{1j} - \beta_j * R_{md}}{\sigma_j}\right] * \prod_0 \left[N\left(\frac{\alpha_{2j} - \beta_j * R_{md}}{\sigma_j}\right) - N\left(\frac{\alpha_{1j} - \beta_j * R_{md}}{\sigma_j}\right)\right] * \prod_2 \frac{1}{\sigma_j} n \left[\frac{R_{jd} + \alpha_{2j} - \beta_j * R_{md}}{\sigma_j}\right] \qquad (66)$$

Le dernier proxy est le « LOT Y-split ». Cette mesure a la même origine que la précédente mais capte des aspects différents de la liquidité en séparant les trois régions (0,1 et 2) selon la variable Y uniquement, les trois régions sont alors $R_{jd} < 0, R_{jd} = 0$, et $R_{jd} > 0$. Tandis que dans le cas du « LOT Mixed », en utilisant X et Y, les trois régions sont définies différemment (région 0 : $R_{jd} = 0$, région 1 : $R_{jd} \neq 0$ et $R_{md} > 0$, région 2 : $R_{jd} \neq 0$ et $R_{jd} < 0$). Ainsi, selon Goyenko, Holden, Lundblad & Trczinka (2005), le « LOT Y-split » présente une corrélation supérieure que le « LOT Mixed » avec les spreads tirés de données en haute fréquence et représente mieux le spread effectif sur une longue période d'observation. Mais le « LOT Mixed » permet aussi de capter d'autres coûts comme les coûts de découverte des prix.

1.1.3. Résultats empiriques

Leurs résultats montrent d'une part que les entreprises qui divisent leur nominal voient leur écart effectif en pourcentage ainsi que les proxys de cet écart augmenter significativement immédiatement après la division (de l'ordre de 0,3% supérieur à l'échantillon de contrôle). Cependant, les écarts retournent à leur niveau « normal » en 10 à 20 mois, devenant alors statistiquement non-distinguables de l'échantillon de contrôle. D'autre part, ces proxys du spread effectif continuent à diminuer après cette période et

deviennent significativement inférieurs à l'échantillon de contrôle en 60 mois (de l'ordre de 0,2%). Les résultats sont similaires pour les trois mesures utilisées et pour deux des trois sous-périodes observées. Ces résultats pourraient donc représenter un réel avantage à diviser pour les dirigeants et soutiennent alors simultanément les deux hypothèses de niveau de prix optimal et de pas de cotation optimal.

1.2. L'hypothèse de rapprochement des normes du secteur de Lakonishok & Lev (1987)

Lakonishok & lev (1987) comparent la performance et d'autres caractéristiques de sociétés ayant divisé leurs titres avec un échantillon de contrôle. Ils cherchent à répondre eux aussi à deux questions fondamentales étant donné la « blancheur » apparente de l'opération. Pourquoi un nombre conséquent d'entreprises continue de les mettre en œuvre, d'autant plus si le processus implique des coûts réels ? Ensuite, pourquoi ces distributions sont statistiquement associées à des réévaluations de cours et des volumes de transactions et des variances de rentabilités anormaux à l'annonce et la réalisation ?

1.2.1. Hypothèses

Ils formulent alors l'hypothèse qu'il existe sans doute des normes industrielles pour les prix des titres comme c'est le cas pour les ratios financiers. Les divisions permettent alors aux dirigeants d'ajuster le cours de leur action vers cette norme, ce qui pourrait notamment expliquer les annonces de division des titres dont le cours semble déjà « bas ». Le cours de l'action est ainsi considéré comme une composante financière comparable à une norme sectorielle. Selon les deux auteurs, ce niveau de prix « normal » visé est influencé par le prix moyen des titres sur le marché et le prix moyen au sein du secteur considéré. La division aurait alors pour but principal de ramener le cours du titre avant l'annonce $P_{-1,j}$ au niveau du cours du marché P_M tel que :

$$\frac{P_{-1,j}}{1+SP_j} = P_M \qquad (69)$$

$$1 + SP_j = \frac{P_{-1,j}}{P_M} \qquad (70)$$

avec SP_j : pourcentage de titres nouvellement créés par la division (exemple : SP_j= 1 dans le cas d'une division par 2).

1.2.2. Méthodologie

Les auteurs observent les caractéristiques des entreprises de leur échantillon, soit 1015 divisions de nominal opérées entre 1963 et 1982, tirées de trois sources différentes (CRSP, Merged Annual Compustat et Compustat Price-Dividends-Earnings). Ils les comparent à leur échantillon de contrôle, établit en constituant des paires d'entreprises à partir des numéros SIC[31]. Ils constatent ainsi qu'aucune concentration de ces opérations de divisions n'est distinguable au sein d'une industrie particulière. Par contre les entreprises y faisant appel sont en moyenne de plus grande taille, avec une croissance passée des gains et une valeur de marché anormalement élevés avant l'opération. Ensuite, afin de tester leur hypothèse d'ajustement vers une norme relative au marché (M), ou plus particulièrement au secteur industriel (I), Lakonishok & Lev opèrent la régression suivante sur leur échantillon :

$$\ln(1 + SP_j) = \alpha_1 + \alpha_2 . \ln\left(\frac{P_{-1,j}}{P_M}\right) + \alpha_3 . \left(\frac{P_{-1,j}}{P_I}\right) \qquad (71)$$

1.2.3. Résultats empiriques

Ils obtiennent comme valeurs pour les paramètres de l'expression (71), avec le t de Student entre parenthèses et le R^2 :

$$\ln(1 + SP_j) = \underset{(46,49)}{0,469} + \underset{(11,51)}{0,202} . \ln\left(\frac{P_{-1,j}}{P_M}\right) + \underset{(2,01)}{0,029} . \left(\frac{P_{-1,j}}{P_I}\right);\ R^2 = 0,32 \qquad (72)$$

Les résultats de la régression confirment leur hypothèse quant à l'ajustement du prix de l'action par rapport à une « norme ». Ils montrent que le prix moyen du marché et dans une moindre mesure du secteur industriel sont bien des cibles déterminant le facteur de division et le nombre de titres créés, puisque les paramètres α_2 et α_3 sont positifs et significatifs. Les auteurs concluent leur article en présentant certaines pistes pour des recherches ultérieures. Ils exposent plus particulièrement le fait que la division peut changer la composition de l'actionnariat en raison des préférences possibles de certains investisseurs pour les titres à « bas prix ». La division rend le titre plus « abordable » et peut faire ainsi augmenter le nombre d'investisseurs individuels et de petits porteurs dans le capital de la société au détriment des investisseurs institutionnels.

[31] Standard Industrial Classification : classification des entreprises en matière de secteur industriel

1.3. Le modèle d'avantage fiscal de Lamoureux & Poon (1987)

Plusieurs auteurs, dont Lamoureux & Poon (1987), ont empiriquement constaté que la réaction des prix, de la volatilité et de la liquidité était opposée pour les multiplications de nominal (ou regroupement d'actions) par rapport aux divisions. Face à ces résultats et comportements opposées pour deux opérations techniquement elles aussi opposées, Il est légitime de se demander alors si la réaction du marché n'est pas uniquement un phénomène mécanique. C'est pourquoi Lamoureux & Poon (1987) ont tenté d'expliquer ces réactions en se basant sur les travaux de Constantinides (1984) et son modèle d'« option d'imposition » ou d'avantage fiscal.

1.3.1. Hypothèses du modèle

Une division (ou une multiplication) de nominal implique un enchainement séquentiel d'évènements. Une fois l'annonce de la division rendue publique, le marché réalise que la réduction du prix unitaire du titre va s'accompagner d'une augmentation du volume de transactions. Cet accroissement du nombre de transactions induit une augmentation du « bruit » accompagnant les variations de prix de titre et notamment de son risque diversifiable, ou risque spécifique. Bien que les modèles classiques d'évaluation comme le CAPM (Capital Asset Price Model) ou l'APT (Arbitrage Pricing Theory) ne rémunèrent pas ce risque diversifiable à l'équilibre, les deux auteurs avancent l'hypothèse que cet accroissement du risque peut avoir sous certaines conditions un effet favorable sur la valeur de l'entreprise et/ou la rentabilité exigée par les investisseurs. En s'appuyant sur le modèle de Constantinides (1984), Lamoureux & Poon supposent que la volatilité d'un titre est une composante favorable pour l'investisseur du fait du système d'imposition des plus-values en vigueur aux Etats-Unis.

En effet, d'une part des conditions fiscales préférentielles sont accordées sur les profits à long terme, et d'autre part les pertes et gains à court terme peuvent se compenser en termes d'imposition. Ainsi, un titre très volatile donne l'opportunité à son détenteur de réaliser des pertes à court terme ou des gains à long terme afin de rééquilibrer la situation fiscale de son portefeuille à court terme. Plus particulièrement, il peut utiliser les moins-values à court termes générées par ce titre volatile pour compenser les plus values à court terme de son portefeuille afin de diminuer le montant global de son impôt, tout en

conservant l'opportunité d'obtenir des plus values à long terme, dont l'imposition est alors plus favorable pour lui. Les auteurs supposent donc, en accord avec Constantinides (1984), que les investisseurs sont prêts à payer pour cette composante « avantage fiscal » de l'action, et que le marché doit rémunérer cet avantage. Ainsi, les titres très volatiles ont une valeur plus importante et inversement, toutes choses égales par ailleurs, ce qui implique une relation inverse entre le risque spécifique et le taux de rentabilité exigé à l'équilibre.

Une opération qui permet d'augmenter la volatilité d'un titre comme la division de nominal peut alors être intéressante dans ce sens où elle permet au dirigeant de la société d'accroitre la valeur de l'avantage fiscal pour les investisseurs, d'autant plus si ces derniers se trouvent dans une tranche d'imposition élevée. Ce mécanisme entraine par ailleurs une autre conséquence sur la structure de l'actionnariat de la société. En effet, la division (et l'accroissement de la volatilité et de l'avantage fiscal qui l'accompagnent) provoque une modification de la « clientèle » de l'entreprise. Les investisseurs non-imposables sur leurs plus-values, principalement les institutionnels, trouvent le titre moins intéressant après la division du fait de la diminution du taux de rendement attendu en échange d'un avantage fiscal dont ils ne bénéficient pas. Inversement, les investisseurs individuels, se situant le plus souvent dans une fourchette d'imposition élevée, peuvent profiter pleinement de cet avantage et sont alors plus attirés par le titre divisé. Ceci peut expliquer selon les auteurs l'accroissement temporaire des volumes de transactions autour de l'annonce de l'opération de division et les changements dans la structure de l'actionnariat.

1.3.2. Méthodologie

Afin de tester empiriquement leur modèle, Lamoureux & Poon construisent un échantillon comptabilisant toutes les divisions d'au moins 5 pour 2 (soit un facteur de division de 2,5 ou plus) et toutes les multiplications de nominal, entre juillet 1962 et décembre 1985. Les données sont tirées de la base CRSP, en contrôlant pour d'autres annonces simultanées. Ils obtiennent un échantillon de 217 divisions et 49 multiplications de nominal. Les rentabilités anormales autour des dates d'annonce et de réalisation sont obtenues avec une méthode d'étude d'évènement classique (modèle de marché). Les volumes de transactions sont observés en calculant les volumes moyens journaliers, ajustés et non-ajustés de la division, ainsi que les ratios des moyennes et les moyennes des ratios

par rapport au volume de transaction moyen journalier du marché. Le changement du nombre d'actionnaires durant l'année de l'opération est lui aussi observé, comme les paramètres du modèle de marché, comparés entre deux périodes, avant et après la division. Enfin, le modèle d'avantage fiscal et les relations qu'il suggère sont testées quant à eux avec plusieurs régressions successives telles que (les résultats des régressions sont directement exposés avec les tests t entre parenthèse et discutés dans le paragraphe suivant) :

- Impact du changement du volume de transactions sur la volatilité du titre[32] :

$$\Delta TR = 2{,}042 + 1{,}3232 t_{\Delta rmav} \qquad (73)$$

(4,38) (6,22)

$$SCHO = 3{,}9063 + 0{,}498 t_{\Delta rmav} \qquad (74)$$

(12,40) (4,01)

$$SW10 = -1{,}880 + 1{,}929 t_{\Delta rmav} \qquad (75)$$

(-1,034) (9,082)

avec ΔTR : ratio de la variance totale avant/après la division

$t_{\Delta rmav}$: statistique t signée du test de Student de changement du volume de transactions ajusté du marché avant/après la division

$SCHO$: statistique F signée du test de Chow de stabilité des paramètres β avant/après la division

$SW10$: statistique W10 signée du test de Levene sur l'égalité de la variance des ε(erreurs du modèle de marché) avant/après la division.

- Effet de la variation du risque diversifiable pur et du β sur la valeur de marché du titre :

$$CAR_3^A = 1{,}6707 + 0{,}1092\, SW10 + 0{,}0063\, SCHO \qquad (76)$$

(3,07) (4,46) (0,03)

avec CAR_3^A : rendements anormaux cumulés du jour de l'annonce à $j+2$.

- Etude de la microstructure du marché, relation entre le changement de liquidité du titre et la réaction du marché :

$$CAR_3^A = 2{,}375 - 0{,}21 t_{\Delta smav} \qquad (77)$$

(4,62) (-1,19)

[32] A la lumière du modèle de Clark (1973) sur les processus stochastiques à variance finie.

avec $t_{\Delta smav}$: statistique t signée du test de Student de changement du volume de transactions, ajusté du marché et de la division, avant/après sa réalisation.

- Etude de la réaction à la date de réalisation, hypothèse de pression des prix :

$$CAR_3^X = -0{,}990 + 0{,}236\ CAR_3^A \qquad (78)$$

(-1,715) (3,542)

$$CAR_3^X = -1{,}347 + 0{,}132\ PCNS \qquad (79)$$

(-0,91) (2,53)

avec CAR_3^X : rendements anormaux cumulés du jour de la réalisation à j+2.

1.3.3. Résultats empiriques

Les résultats de l'étude d'évènement révèlent des rentabilités anormales positives (négatives) tant aux dates d'annonces qu'aux dates de réalisation des divisions (multiplications) de nominal de leur échantillon. L'observation des volumes de transactions montre une baisse du volume, ajusté de la division, suite à sa réalisation (avec un comportement opposé pour les multiplications), mais en contrepartie une augmentation du nombre de transactions par jour. En outre, les volumes baissent en valeur mais croissent en nombre, ce qui revient à dire qu'après la division, on observe davantage de transactions mais de valeur unitaire moindre. Parallèlement le nombre d'actionnaires croit lui aussi, avec une augmentation moyenne de 34,65% après la division, contrairement à l'échantillon de contrôle qui diminue de 2,11% (-1,92% pour les 5 multiplications avec données disponibles de l'échantillon). L'augmentation des β n'est pas significative, tandis que celle du β moyen l'est, tout comme l'accroissement de la variance du terme d'erreur ε du modèle de marché. Ces résultats indiquent une augmentation de la volatilité du titre après la division.

Les résultats des régressions (73) à (75) confirment l'idée que la division entraine une augmentation du nombre de transactions journalières, mais sur un nombre moyen plus restreint de titres. De plus, l'expression (76) montre que le marché réagit favorablement aux augmentations concourantes des β et des $\sigma^2(\varepsilon)$, du fait de la valorisation de l'avantage fiscal, mais réagit négativement face à l'accroissement du risque systématique. La variation de la liquidité ne semble quant-à-elle pas affecter la valeur du titre (Cf. régression (77)). Enfin, les deux dernières régressions soutiennent l'argument de la pression des prix.

Finalement, les résultats obtenus confirment dans l'ensemble les hypothèses de départ des auteurs. L'augmentation du nombre de transactions et d'actionnaires induite par la division amplifie la volatilité du titre. La part diversifiable de cet accroissement de risque est attirante pour certains investisseurs, les plus imposables, puisqu'elle accroit leurs opportunités fiscales en cas de possession du titre. Ceux-ci sont alors disposés à payer pour cet avantage, malgré la réduction de liquidité.

Mais ce modèle de « l'avantage fiscal » soulève quelques remarques importantes. D'une part, cette hypothèse apporte une explication quant à la réaction du marché à l'annonce d'une division de nominal, mais ne prend pas explicitement en compte la motivation du dirigeant à faire le choix de l'opération. Selon les auteurs, l'objectif serait peut être d'accroitre la base de l'actionnariat. D'autre part, cet avantage fiscal résulte de la législation et du régime d'imposition en vigueur aux Etats-Unis. Cette hypothèse n'explique donc pas pourquoi on retrouve des réactions similaires sur d'autres marchés où un tel avantage est inexistant.

2. hypothèses sur la réaction des cours lors de la réalisation de l'opération

L'hypothèse de signalement abordée au chapitre précédent peine à expliquer la réaction favorable des cours à la réalisation d'une division, puisqu'aucune information nouvelle n'y est révélée. La révision des anticipations des investisseurs à cette date serait alors de ce point de vue un phénomène irrationnel, ou bien un signe de faiblesse de leur processus de recherche d'information. Par contre, les travaux autour de l'hypothèse d'ajustement des prix apportent quant-à-eux des réponses intéressantes vis-à-vis de cette réaction à la date Ex. Celle-ci serait en outre due principalement à des effets mécaniques, en lien avec les changements parallèles sur le risque, la fourchette des prix, les coûts de transactions et la structure de l'actionnariat.

2.1. L'effet du « tick » ou variation minimale

Une première explication pourrait se trouver dans la façon dont le marché est organisé et l'impact sur la mesure des rentabilités. Sur un marché ou la variation minimale est fixe quel que soit le cours du titre, comme le marché américain notamment, le tick en pourcentage dépend donc directement du cours de l'action. Il provoque une erreur de

mesure des taux de rentabilité d'autant plus grande que le cours du titre est faible. Lors de la réalisation d'une division, l'augmentation de cette erreur a toutes les chances de se répercuter sur la limite « supérieure » du cours, entrainant ainsi une rentabilité systématiquement positive à cette date. Cependant, l'impact de ces erreurs de mesures dues à la valeur de la variation minimale sont moins importantes en France car le niveau du tick varie par paliers successifs, de façon croissante avec la valeur du cours de l'action (sa valeur relative au niveau de prix du titre varie donc peu). L'effet du tick sur les changements de la clientèle est analysé plus précisément dans le chapitre 6, en partie 1.3., lors de l'étude de l'article de Lipson & Mortal (2005).

2.2. L'impact des coûts de transactions

Il est admis que les coûts de transactions unitaires des titres ont tendance à augmenter à la suite de la réalisation d'une division, du fait notamment de la création de lots incomplets d'actions, ou fractions de lots, dont la cession est plus coûteuse. Ainsi, en acquérant l'action après la réalisation de la division, l'acheteur peut éviter des coûts relatifs aux fractions de titres. Ce qui peut expliquer la réaction positive des cours à cette date particulière.

2.3. L'effet « clientèle » ou fiscal

Selon l'hypothèse de l'avantage fiscal et le modèle d'option d'imposition de Lamoureux & Poon (1987), la structure de l'actionnariat, et plus largement la « clientèle » d'investisseurs, change à la suite d'une division de nominal. Le modèle prévoit un accroissement du nombre d'actionnaires, principalement des individuels, au détriment des institutionnels. Les investisseurs individuels, du fait de la différence de niveau de prix entre le cours ante et ex-division, ont tendance à placer leurs ordres d'achat une fois l'opération réalisée, puisque la somme nécessaire pour obtenir un lot d'action complet et entrer dans le capital de l'entreprise devient moindre. Les auteurs testent et confirment cette hypothèse de pression des prix à la date de réalisation de l'opération en observant d'une part une corrélation positive entre la réaction à cette date et le changement du nombre d'actionnaires de l'entreprise. D'autre part ils observent le même phénomène de corrélation entre la réaction à la date de réalisation de l'opération de division et la réaction à la date d'annonce.

2.4. L'élargissement du marché

On admet souvent que les investisseurs préfèrent les titres possédant un marché large par soucis de liquidité. En effet, on associe communément un plus grand nombre de titres à une liquidité accrue, toutes choses égales par ailleurs, pour un titre particulier. Ainsi, dans l'esprit des investisseurs, une division de nominal augmente le nombre de titres en circulation et renforce par conséquent la liquidité de l'action. Les investisseurs sont prêts à payer une prime pour cette liquidité accrue une fois la division réalisée. Cette hypothèse de « prime à la liquidité » est confirmée notamment par les travaux d'Amihud & Mandelson (1988).

Pour conclure ce chapitre et faire écho à la conclusion du chapitre précédent, il est intéressant de se poser à nouveau la question de la motivation des dirigeants à opérer une division de nominal à la lumière des éléments abordés. Celle-ci est clairement exprimée dans le cas de l'hypothèse de signalement, avec la volonté du dirigeant de transmettre l'information privée favorable qu'il détient au marché et voir le cours de l'action s'apprécier. Cependant, celle-ci reste assez floue dans le cadre de l'hypothèse d'ajustement des prix. Plus question ici de transmettre quelque information que ce soit, mais plutôt agir indirectement sur certains paramètres des titres et provoquer des réactions « mécaniques » et des comportements plus ou moins prédéfinis des investisseurs. Quel peut être alors l'intérêt réel du dirigeant de l'entreprise à satisfaire davantage telle ou telle catégorie d'investisseurs ? Pourquoi met-il en place une opération « coûteuse » amenant à privilégier notamment les investisseurs individuels (lors d'une division), au détriment des institutionnels ? Et quels sont alors les impacts réels sur la structure de l'actionnariat de l'entreprise ? Ces questions sont abordées dans le chapitre suivant, lequel est consacré aux travaux plus récents dans le champ d'étude des divisions de nominal, traitant plus précisément des effets sur la « clientèle » d'investisseurs de l'entreprise et les modifications de son actionnariat.

CHAPITRE 6 : *LES TRAVAUX RECENTS ET L'IMPACT DE LA DIVISION SUR L'ACTIONNARIAT DE L'ENTREPRISE*

L'hypothèse d'ajustement des prix évoquée précédemment met en lumière un effet important des divisions de nominal sur la structure de l'actionnariat de l'entreprise. La baisse du niveau de cours du titre a pour effet notoire d'attirer de nouveaux investisseurs, principalement des investisseurs individuels. Ceci a pour conséquence une augmentation de la base de l'actionnariat de la société. Ce phénomène et son impact possible sur les caractéristiques des titres n'ont été étudié précisément que récemment et ce chapitre y est consacré, en abordant plusieurs travaux intéressants sur ce thème. Il se termine en présentant succinctement l'idée centrale de notre travail, à savoir la possibilité d'utiliser la division de nominal comme un outil pour gérer la structure de l'actionnariat, et plus généralement la clientèle de l'entreprise.

1. Incidence de la division sur la « clientèle » d'investisseurs de l'entreprise

Le terme « clientèle d'investisseurs » regroupe tous les investisseurs qui s'intéressent et/ou effectuent des transactions sur les actions de la société. Les dirigeants justifient souvent le recours à une division de nominal par le souci d'élargir la base de l'actionnariat et/ou d'attirer de nouveaux investisseurs, principalement des individuels, au sein du capital de l'entreprise[33]. Certains articles plus récents creusent dans cette voie en étudiant l'impact des divisions sur les négociations de titres et la « géographie » du capital des sociétés cotées.

1.1. Les travaux de Lipson (1999) sur les transactions et les types d'ordres transmis

Lipson (1999) se base sur l'hypothèse d'ajustement des prix par soucis de liquidité et étudie certaines mesures relatives à la qualité du marché pas ou peu utilisées auparavant. En se servant d'une base de données non-publique pour étudier l'effet des divisions de nominal sur la liquidité, il observe les changements de nombre et de type d'ordres transmis en bourse, les coûts d'exécution et l'impact sur les transactions. La base de données fournie par le NYSE lui permet plus spécifiquement de distinguer entre les ordres à cours limité ou au marché, d'observer les éventuelles annulations et les exécutions, et enfin d'identifier les ordres transmis directement par des investisseurs individuels.

[33] Cf. l'exemple de l'annonce « Vinci » au chapitre 1 et les résultats de l'enquête auprès des dirigeants de Baker & Gallagher (1980) au chapitre 3, 2.1.

1.1.1. Les données de l'étude

L'échantillon utilisé dans cet article est composé de toutes les divisions de nominal dont le facteur de division est supérieur ou égal à 2, effectuées sur le NYSE entre 1995 et 1996 et listées dans la base de données du CRSP. Pour chaque division, l'auteur dispose des données boursières intra-journalières ainsi que des données relatives au carnet d'ordres du NYSE pour une période débutant 60 jours avant la division et se terminant 60 jours après. L'échantillon obtenu comptabilise 159 divisions de nominal d'un facteur moyen de 2,06 (seulement 9 divisions ont un facteur supérieur à 2) et d'un prix moyen avant-division de 68$½, soit environs le double du prix moyen du marché à la même période, ce qui va justement dans le sens de l'hypothèse d'ajustement des prix.

Afin d'observer l'impact de la division sur les transactions et l'actionnariat, Lipson collecte un certain nombre de variables à partir des données fournies. Il s'agit d'une part du nombre moyen journalier d'ordres d'achat et de vente sur les périodes antérieures ou postérieures à la division, et d'autre part des types d'ordres transmis en distinguant notamment entre les ordres à cours limité, les ordres au marché et une troisième catégorie de « pseudo » ordres au marché. Ce troisième type d'ordres concerne les ordres à cours limité, mais dons la limite correspond au prix demandeur (Ask) pour un achat et au prix offreur (Bid) pour une vente, au moment de sa transmission au courtier.

1.1.2. Les résultats empiriques

Lispon observe ainsi sur son échantillon que le volume moyen de titres échangés par jour décline après la division (environs 9%) bien que le nombre d'ordres transmis augmente. Ceci implique une diminution de la taille moyenne des ordres. En effet, avant la division de nominal le volume d'échange moyen est de 472 titres en 128 transactions pour un montant moyen de 17302$. Il passe à 427 titres en 162 transactions pour un montant de 16788$ en moyenne après sa réalisation. Plus particulièrement, il remarque une augmentation conséquente de la part des ordres issus des investisseurs individuels, principalement des ordres d'achat, dont le nombre et le volume croissent nettement après la division de nominal (environs 20% d'augmentation). Ces résultats apportent ainsi leur appui à l'hypothèse de liquidité et l'idée que les divisions sont associées à une augmentation de l'activité des investisseurs individuels sur le titre.

Concernant les types d'ordres transmis, l'auteur observe d'une part que les ordres au marché ne représentent que 20% du total des ordres, alors que les ordres à cours limités représentent 60%, le solde étant constitué des pseudos ordres au marché. D'autre part, il remarque que malgré le déclin du nombre d'ordres transmis dans son ensemble (de 430,186 avant la division à 379,029 après), la proportion d'ordres à cours limité augmente quant-à-elle (plus 1%). Plus précisément, l'auteur observe une augmentation significative des achats des investisseurs individuels après la division, principalement des ordres à cours limité, ainsi qu'un accroissement significatif de la proportion des achats issus des individuels dans les trois catégories d'ordres étudiés. Ces résultats montrent une nouvelle fois que la réalisation de la division attire les flux d'ordres issus des investisseurs individuels, essentiellement des ordres d'achats. La conséquence directe de ces flux est alors une augmentation de la base de l'actionnariat, au détriment des investisseurs institutionnels.

1.2. Rôle de la variation relative du « tick » sur la clientèle de l'entreprise, l'étude de Lipson & Mortal (2006)

Après avoir observé l'impact de la division sur les transactions de titres et le type d'ordres de bourses transmis (Cf. Lipson, 1999), Lipson s'associe à Mortal pour étudier le lien entre la division de nominal et les changements de la clientèle de l'entreprise. Leur but est d'examiner plus précisément le rôle de la variation de la taille relative du pas de cotation dans cette relation.

1.2.1. L'échantillon d'étude

Les auteurs récoltent des données sur toutes les divisions de nominal dont le facteur est exactement 2, réalisées sur le NYSE sur une période de 10 ans (entre 1993 et 2003). Ils obtiennent un échantillon de 342 opérations qu'ils subdivisent en 4 sous-échantillons tels que le premier contient uniquement les opérations effectuées durant la période où le tick valait 1/8$ (157 opérations). Le second sous-échantillon contient les 51 opérations effectuées durant la période de transition entre 1/8$ et 1/16$. La taille relative du pas de cotation reste ainsi inchangée suite à la division puisque les auteurs ne considèrent que les divisions par 2. Le troisième contient les 99 opérations effectuées durant la période où le tick valait 1/16$. Enfin, le dernier sous-échantillon correspond à la période où le tick est passé en décimales (35 opérations).

1.2.2. Hypothèses

Lipson & Mortal (2006) testent dans leur article l'hypothèse d'ajustement des prix et le rôle du pas de cotation en abordant trois variantes, telles que :

- L'hypothèse de liquidité et de pas de cotation optimal : la division augmente la valeur relative du tick, une valeur optimale de celui-ci peut maximiser la liquidité du titre (en favorisant l'exécution d'ordres à cours limité) et attirer une clientèle d'investisseurs plus large. Un tick plus élevé peut aussi augmenter le revenu des courtiers tiré du spread Bid-Ask. Ils sont de ce fait incités à promouvoir ce titre plutôt qu'un autre à un nombre plus conséquent d'investisseurs potentiels.
- L'hypothèse de l'incitation du courtier : le tick peut n'avoir aucun effet, les commissions des courtiers augmentent simplement mécaniquement par l'accroissement du nombre de titres en circulation et ils sont alors incités de la même manière à promouvoir cette action plutôt qu'une autre, du fait de l'augmentation du revenu qu'ils peuvent en retirer.
- L'hypothèse du niveau de prix optimal : la division du nominal peut simplement ramener le cours du titre à un niveau plus appréciable pour les investisseurs potentiels de l'entreprise, en particulier les individuels.

1.2.3. Méthodologie

Chaque transaction de l'échantillon est classée en tant qu'achat ou vente selon l'algorithme de Lee and Ready (1991). Celui-ci permet de déduire la direction initiale des transactions issues de données à haute fréquence. Les transactions proche de la valeur ask sont classées en tant qu'achats et celles proches de la valeur bid en tant que ventes. Quant aux transactions entre les deux, celles-ci sont classées en utilisant la règle du test du tick (transactions au tick supérieur classées en tant qu'achats et transactions au tick inférieur en tant que ventes). Les auteurs mesurent ensuite les coûts de transactions tels que :

$$Ecart\ de\ cotation_t = Ask_t - Bid_t \qquad (80)$$

$$Ecart\ effectif_t = 2 * \left| Prix_t - \frac{Ask_t + Bid_t}{2} \right| \qquad (81)$$

Ils constituent un échantillon de contrôle au regard de l'écart relatif (de cotation ou effectif) et de la valeur boursière des titres afin de capter et contrôler les tendances

structurelles du marché, du fait de la taille importante de la fenêtre d'étude. Les rentabilités anormales sont estimées autour de la date d'annonce et de réalisation des opérations. Ensuite, le niveau de prix après la division et le nombre de divisions par période de 6 mois sont régressés selon plusieurs variables explicatives. Enfin, les auteurs étudient les variations de certaines mesures décrivant la clientèle d'investisseurs des entreprises avant et après la division, en fonction du pas de cotation et en contrôlant pour les entreprises ne divisant pas leurs titres, ainsi que les variations des écarts et de leurs composants dans les 5 minutes suivant la transaction sur un titre. En effet, la plupart des théories liant la taille du pas de cotation au type d'investisseurs exposent le fait que la taille du tick affecte la fourniture de liquidité. Plus la variation minimale est importante, plus l'écart réalisé est grand, ce qui augmente le revenu brut des teneurs de marché.

1.2.4. Résultats empiriques

Les résultats des deux auteurs montrent tout d'abord que les prix avant (et après) la division sont sensiblement constants tout au long de la période d'étude, quel que soit le sous-échantillon et la taille du tick respectif. Il semble donc ne pas être pris en compte dans la décision de diviser. La réaction des cours à l'annonce de la division ne semble pas non plus affectée par la taille du pas de cotation. Elle est similaire dans chaque sous-échantillon, les divisions étant alors perçues de la même manière quel que soit le tick correspondant. Les résultats des régressions expliquant le niveau de prix après la division et le nombre de divisions sont les suivants (paramètres significatifs à 10%*, 5%**, 1%***):

$$prix\ après\ la\ division = 1{,}164^{***} + 0{,}005\ S - 0{,}018\ D + 0{,}161^{***} \ln(MV) - 0{,}048\ D/S \quad (82)$$

$$nombre\ de\ divisions = 2{,}96^{***} + 0{,}542\ YaS + 0{,}05\ YaD + 2{,}681^{***} R1Y + 0{,}73\ R2Y - 0{,}492\ D/S \quad (83)$$

$$nombre\ de\ divisions = 2{,}827^{***} + 0{,}002\ S + 0{,}261\ D + 3{,}293^{***} R1Y + 1{,}082^{*}\ R2Y - 0{,}678\ D/S \quad (84)$$

avec S et D : variables de contrôle prenant respectivement la valeur 1 si le pas de cotation est 1/16$ ou 1/100$

D/S : différence entre les deux indicateurs précédents

MV : capitalisation boursière de l'entreprise avant la division

YaS et YaD : variables de contrôle prenant respectivement la valeur 1 selon que l'on se trouve dans l'année suivant le changement de 1/8 à 1/16$ et de 1/16 à 1/100$

$R1Y$ et $R2Y$: rentabilité moyenne du marché durant l'année précédente et l'année d'avant.

Ces résultats montrent que ce sont les plus grandes entreprises qui ont les prix post-division les plus élevés. Ce niveau de prix reste constant quel que soit la taille du tick si l'on contrôle pour la taille de l'entreprise. Ce n'est donc pas la valeur de cette variation minimale qui détermine le niveau de prix du titre. Le nombre de divisions sur la période est quant-à-lui lié au rendement moyen du marché l'année précédente, les autres variables n'étant pas ou peu significatives. La décision de diviser le nominal ne semble pas être affectée par la réduction du pas de cotation mais plutôt par le souci de retrouver un certain niveau de prix.

Les mesures décrivant les changements de la clientèle d'investisseurs sont comparables dans les différents sous-échantillons. Cependant, l'étude de la variation des écarts consécutive à une négociation de titres sujets à division montre que le spread effectif augmente. Cette augmentation est significative seulement pour les sous-échantillons en 1/16 et 1/8$, lorsque la division augmente la valeur relative du tick, mais pas pour les deux autres échantillons (décimales et transition). L'augmentation relative du tick provoquée par la division de nominal entraine donc un accroissement des écarts et des revenus qui en découlent pour les fournisseurs de liquidité. Cependant, les changements observés dans l'actionnariat de l'entreprise ne sont pas statistiquement liés aux variations du spread.

2. L'impact du changement de clientèle d'investisseurs à la suite d'une division : l'étude de Dhar, Goetzmann, Sheperd & Zhu (2004)

Dans le même ordre d'idée que Lipson (1999), Dhar, Goetzmann, Sheperd & Zhu (2004) examinent précisément les négociations de titres des différentes classes d'investisseurs à l'annonce et lors de la réalisation des divisions de nominal sur le marché américain. Ils observent les changements dans la clientèle d'investisseurs de l'entreprise et leur impact sur le processus de découverte et d'estimation des prix, ainsi que sur les propriétés des rentabilités quotidiennes.

2.1.1. Les données de l'étude

Pour ce faire, les auteurs disposent d'une base de données originale, construite à partir de plusieurs sources. Les données concernant les investisseurs individuels sont issues d'une base appartenant à une grande entreprise de courtage américaine. Ainsi, pour chaque transaction inscrite sur cette base, ils disposent de plusieurs informations comme la date, le sens de la transaction, sa taille, le montant des commissions perçues et quelques données démographiques sur chaque investisseur. Les données relatives aux investisseurs institutionnels sont issues quant-à-elles d'une autre base, construite par le groupe « Plexus » et contenant toutes les transactions effectuées par 49 investisseurs institutionnels entre janvier 1992 et mars 1996. Les données boursières, les dates d'annonces et les facteurs de division sont issues de la base CRSP. Il en résulte après recoupement un échantillon de 1524 titres divisés négociés par les particuliers et 638 par les institutionnels entre 1992 et 1996.

2.1.2. Hypothèses des auteurs

Dans leurs travaux, les auteurs testent plusieurs hypothèses relatives aux changements de l'actionnariat et plus largement de la clientèle d'investisseurs autour d'une division de titre. Tout d'abord, ils testent l'hypothèse d'un changement d'activité des investisseurs en termes de transactions, dans le sens d'une augmentation des achats de la part des individuels et d'un comportement inverse pour les institutionnels. La conséquence est alors un accroissement du nombre d'individuels dans le capital de l'entreprise et une diminution de leur niveau de sophistication. Ensuite, les auteurs testent l'impact de ce changement sur la liquidité des titres et notamment sur le spread. Enfin, leur dernière hypothèse concerne l'impact de ces changements de clientèle d'investisseurs sur le processus d'estimation des prix, plus précisément sur le R^2 et le β le du CAPM.

2.1.3. Méthodologie employée

Les auteurs observent, extraient et comparent différentes variables sélectionnées pour chaque classe d'investisseurs (particuliers ou institutionnels) sur trois fenêtres distinctes. La première fenêtre débute trois mois avant l'annonce et va jusqu'à celle-ci. La deuxième fenêtre couvre la période allant de l'annonce à la réalisation de l'opération. La troisième fenêtre débute à la réalisation pour finir trois mois après. Les investisseurs

individuels sont classés et comparés entre eux selon leur degré de sophistication à partir de leur revenu et de leur profession. Les différentes transactions sont classées selon leur taille relative et leur nombre est comparé entre les trois périodes précédemment définies. Les auteurs observent ensuite l'évolution du spread (réel et relatif) sur les trois périodes et le régressent sur plusieurs variables explicatives. Les paramètres du CAPM avant/après l'opération sont aussi estimés et comparés afin d'étudier l'impact sur le processus d'estimation des prix. Enfin, les auteurs calculent les rentabilités anormales cumulées autour de l'opération (périodes 2 et 3) et les régressent sur les variations du nombre d'investisseurs d'une part et les variations de leur degré de sophistication d'autre part.

2.1.4. Résultats empiriques

Le nombre moyen de particuliers effectuant des transactions, principalement des achats, augmente sur les trois périodes étudiées de leur échantillon, tant à l'annonce de la division qu'à sa réalisation. Selon les auteurs, ces résultats supportent à la fois l'hypothèse de signalement (réaction positive du marché à l'annonce de l'opération) et l'hypothèse d'ajustement des prix (réaction positive à la réalisation). Le comportement des investisseurs institutionnels se différencie des particuliers. Ceux-ci augmentent leur activité de négociation de titres (achats et ventes) à l'annonce de la division mais ils retrouvent ensuite en période 3 un niveau proche de leur niveau d'activité initial. Ils ne prêtent ainsi pas d'attention particulière à l'exécution de la division. En somme, l'opération attire de nouveaux investisseurs particuliers n'ayant jamais effectué de transactions sur le titre, essentiellement à partir de l'annonce de la division et jusqu'après sa réalisation, alors qu'elle n'attire pas de nouveaux institutionnels. Les auteurs observent plus finement le comportement des individuels et remarquent que ceux dont le degré de sophistication est le plus élevé en fonction du revenu (supérieur à 100 000$ annuel) et de la profession (professionnels de la finance ou cadres) ont un comportement similaire aux institutionnels, au regard des autres investisseurs particuliers avec un degré de sophistication moindre. Finalement, le nombre de transactions issues de particuliers augmente mais leur taille diminue sur les trois périodes, avec un effet positif sur la liquidité des titres. Cette liquidité accrue est tout de même limitée par l'intervention des institutionnels qui augmentent eux aussi leur activité entre l'annonce et la réalisation de la division tout en diminuant la taille de leurs transactions, afin de se dissimuler dans le « bruit » induit par les individuels.

Le spread moyen (effectif) augmente après l'annonce de la division (de 0,76$ à 0,83$) mais diminue considérablement à la suite de la réalisation (0,66$). L'écart relatif présente quant-à-lui un comportement opposé puisqu'il diminue entre les périodes 1 et 2, en passant de 2,87% à 2,69%, et remonte ensuite en période 3 pour atteindre 3,51%. Cependant, les auteurs indiquent que l'évènement ne peut impacter chaque mesure du spread dans un sens différent, il doit donc y avoir concurrence entre un effet prix et un effet du changement de l'actionnariat. Dhar, Goetzmann, Sheperd & Zhu régressent alors le spread (moyen et relatif) sur le prix $PRICE_{it}$ du titre i à la date t, le volume journalier de transactions $VOLUME_{it}$ et deux variables de contrôle PER_2 et PER_3, prenant la valeur 1 si le titre i est respectivement en période 2 ou 3 à la date t, 0 sinon. Les résultats de ces régressions sont les suivants, de faible magnitude, mais dont tous les paramètres sont significatifs au seuil de 1% :

$$SPREAD_{it} = 0{,}69 + 0{,}0029\ PRICE_{it} - 0{,}00018\ VOLUME_{it} + 0{,}061\ PER_2 - 0{,}056\ PER_3 \quad (85)$$

$$SPREAD\%_{it} = 5{,}4 - 0{,}077\ PRICE_{it} - 0{,}00039\ VOLUME_{it} + 0{,}214\ PER_2 - 0{,}055\ PER_3 \quad (86)$$

Au regard des expressions (85) et (86), le cours du titre a un effet négatif sur le spread relatif et positif sur le spread effectif. Les volumes de transactions ont un effet négatif sur les deux mesures de l'écart. L'annonce de la division affecte donc dans un premier temps négativement la liquidité du titre mais sa réalisation l'améliore ensuite.

L'analyse des paramètres du CAPM montre que le β et le R^2 augmentent significativement suite à la division, indiquant que la part de la variance attribuable aux informations spécifiques sur le titre diminue suite à l'opération. Les cours reflètent alors moins le risque spécifique inhérent au titre, leur prédictibilité est accrue et leur efficience informationnelle est moindre. Enfin, après avoir obtenu les rentabilités anormales cumulées sur les périodes 2 et 3 en régressant les rentabilités individuelles sur la rentabilité du marché (indice pondéré), les auteurs montrent que l'augmentation du nombre d'investisseurs en période 2 et 3 a un effet positif sur les cours, tout comme la diminution de leur degré de sophistication.

Ainsi, leurs résultats supportent aussi bien l'hypothèse d'amélioration de la liquidité que l'hypothèse de signalement puisqu'ils observent une réaction positive aussi bien à l'annonce qu'à la réalisation de la division de nominal. La division attire de nouveaux

investisseurs individuels dont le volume de transactions augmente considérablement après la date d'exécution (augmentation du nombre de transactions mais diminution de leur taille). En conséquence, la composition de l'actionnariat de l'entreprise change et la proportion d'investisseurs individuels à faible niveau de sophistication s'accroit par rapport aux institutionnels et autres individuels plus sophistiqués. C'est finalement cette augmentation d'investisseurs « naïfs » dans la clientèle de l'entreprise qui provoque l'effet positif sur les cours, jusqu'à 6 mois après la réalisation de l'opération.

Pour conclure ce chapitre, il faut noter que nombre d'auteurs constatent ou avancent l'idée de changements notoires dans la structure de l'actionnariat et plus généralement la clientèle d'investisseurs de l'entreprise à la suite d'une division de nominal. Mais peu d'entre eux tentent de lier ces changements de l'actionnariat aux autres impacts observables, notamment sur les prix et les volumes, ainsi qu'à la motivation du dirigeant à mettre en place l'opération. Cet objectif d'élargissement de la base de l'actionnariat ou du marché de l'entreprise est pourtant bien souvent clairement affiché par les dirigeants lors de l'annonce de la division, surtout en France (Cf. chapitre 13). En outre, bien que cette idée soit plutôt récente, Lakonishok & Lev (1987) proposent déjà pour des recherches futures en conclusion de leur article que la division peut avoir pour effet de changer la structure ou la composition de l'actionnariat. Il est possible qu'il existe des préférences de certains investisseurs pour les titres à « bas prix ». Le fait que le titre devienne plus « abordable » peut faire augmenter le nombre d'investisseurs individuels et de petits porteurs au détriment des investisseurs institutionnels. Si les dirigeants prennent en considération cette possibilité, ils sont alors d'une certaine façon en mesure d'agir sur leur actionnariat en modifiant le cours du titre par l'intermédiaire de la mise en place d'une division ou multiplication de nominal. C'est cette idée qui est développée dans un premier temps succinctement dans la partie suivante, visant à préciser notre problématique et les hypothèses à tester empiriquement, puis plus largement dans la quatrième partie théorique.

PROBLEMATIQUE

ET HYPOTHESES

Cette troisième partie est constituée d'un seul chapitre. Il débute par l'évocation de nos questions de recherches principales et l'explication des différents intérêts à travailler sur des données françaises. L'hypothèse originale centrale à nos recherches est ensuite abordée, suivie des autres hypothèses plus classiques à tester sur nos données. Enfin, le protocole de recherche afférent aux différentes études empiriques envisagées dans nos travaux est présenté.

CHAPITRE 7 : *PROBLEMATIQUE, INTERET DU TERRAIN D'ETUDE, HYPOTHESES ET PROTOCOLE DE RECHERCHE*

Les constatations empiriques faites dans la partie introductive de ce travail de thèse et l'état de l'art effectué en deuxième partie nous amènent clairement à nous poser deux questions de recherche de portée assez générale. Il convient de reformuler ces dernières en hypothèses plus précises à tester empiriquement sur notre terrain d'étude particulier, le marché français entre janvier 2003 et décembre 2007. Ces hypothèses guident alors les choix méthodologiques et le protocole de recherche à employer pour tester empiriquement leur validité.

1. Les deux questions de recherche principales

Les deux questions de recherche présentées ici représentent le fil conducteur de nos travaux puisqu'il s'agit sensiblement des mêmes questions déjà posées lors de l'introduction de l'état de l'art, mais appliquées plus spécifiquement au marché français.

1.1. Quel est précisément l'impact des modifications de nominal sur les caractéristiques des titres du marché français ?

La première interrogation, qui s'impose d'elle-même d'une certaine façon, est de connaitre précisément l'impact des modifications de nominal sur les actions considérées et les réactions du marché tant à leur annonce que lors de leur réalisation effective. Il apparait clair en effet que de telles opérations ont une incidence sérieuse sur le cours (ajusté) des titres mais aussi sur le risque associé et les volumes de transactions. Il est alors intéressant d'observer précisément les réactions et modifications de ces trois mesures ou caractéristiques des titres lors de la division/multiplication sur notre terrain d'étude particulier, afin de d'observer les similitudes et/ou les différences avec les résultats obtenus sur d'autres marchés, le marché américain notamment.

1.2. Comment expliquer ces phénomènes, quel est l'objectif poursuivi par les dirigeants ?

La deuxième étape de la réflexion est alors de tenter d'expliquer ces phénomènes, les mécanismes qui les régissent, les comportements des investisseurs et la motivation des dirigeants à les mettre en œuvre ou les provoquer. En d'autres termes, il s'agit d'une part de

déterminer si les hypothèses avancées et validées par les principaux chercheurs sur le marché américain comme l'hypothèse de signalement et l'hypothèse d'ajustement des prix se vérifient sur le marché français au regard de ses spécificités. D'autre part, étant donné l'évolution récente des recherches dans ce domaine et les observations empiriques de l'impact de telles opérations sur la structure de l'actionnariat, il est possible de proposer une nouvelle hypothèse alternative aux deux principales, ou plutôt une extension de l'hypothèse d'ajustement des prix, que l'on peut nommer « hypothèse d'ajustement de l'actionnariat par les prix » est qui est développée ci-après.

2. L'intérêt du marché et des données françaises

Le choix du marché et des données françaises comme laboratoire d'étude ainsi que d'une période récente pour la partie empirique de notre travail a pour origine plusieurs raisons.

2.1. Le choix de la période d'étude

Tout d'abord le choix de la période 2003-2007 se justifie par une double contrainte, à savoir un besoin d'accessibilité et d'exhaustivité des données quantitatives et qualitatives relatives aux entreprises et aux titres considérés. Ainsi le choix de cette période récente nous a permis de récolter toutes les informations et données nécessaires concernant les entreprises de notre échantillon principal ainsi que de nos échantillons de contrôle. En outre, le choix d'une durée assez longue (cinq ans) était nécessaire pour obtenir des tailles d'échantillons suffisantes permettant d'effectuer les études empiriques dans de bonnes conditions et d'obtenir une certaine stabilité des paramètres estimés.

2.2. Le choix du lieu d'étude

Quant au choix du lieu d'étude, le marché français constitue un terrain de recherche fortement intéressant du fait de ses différences remarquables avec le marché américain notamment, telles que :

2.2.1. la distinction juridique entre divisions de nominal et attributions gratuites

Dans la plupart des études empiriques effectuées sur le marché américain, les divisions de nominal et les attributions gratuites d'actions (nommées « stock dividend »,

mais sans rapport avec l'option de paiement des dividendes en actions en France) sont considérées le plus souvent comme une seule et même opération, s'appuyant sur une distinction « malaisée » des deux opérations uniquement par la valeur du facteur de division. Est considérée comme une division de titres toute attribution gratuite d'action dont le rapport d'émission est supérieur ou égal à une pour quatre, soit un facteur de division de 1,25 ou plus. Cependant en France cette distinction est bien plus nette, l'attribution gratuite constitue une incorporation des réserves au capital de l'entreprise du point de vue comptable. De plus, le choix est laissé aux actionnaires d'exercer ou non leur droit d'attribution, ainsi le timing de l'opération et les procédures qu'elle recouvre sont tout à fait différents des divisions de nominal. Plusieurs années peuvent s'écouler entre leur annonce et leur réalisation, ce qui peut considérablement nuire à l'étude précise de leur impact.

On peut tout de même considérer ici les travaux de Rankine et Stice (1997) dans lesquels les deux auteurs tiennent justement compte de ces distinctions inappropriées entre les deux opérations. En partant du principe que la comptabilisation d'une attribution gratuite en tant que tel (et non en tant que division de nominal pour laquelle il n'y a pas de transfert de fonds) réduit les fonds distribuables de l'entreprise et peut donc diminuer ses capacités à distribuer des dividendes dans le futur, ils émettent l'hypothèse que le choix d'une telle méthode de prise en compte de l'opération par le dirigeant peut révéler de l'information au marché. En effet, en l'absence de toute loi restrictive, c'est-à-dire si les entreprises sont libres de choisir la méthode de prise en compte de l'opération, le choix de réduire volontairement les réserves peut montrer au marché qu'une telle diminution n'aura pas d'impact dans le futur. Ainsi, selon les auteurs, l'effet d'annonce pour une attribution gratuite considérée en tant que telle doit être plus important.

Rankine et Stice constituent donc deux échantillons de divisions et d'attributions gratuites de même rapport sur le NYSE en 1983, 1985, 1987 et 1989 et comparent les rendements anormaux des deux populations en contrôlant pour l'impact de l'existence de lois plus ou moins restrictives et le niveau des réserves avant l'opération. Leurs résultats confirment leurs hypothèses puisqu'ils observent une réaction du marché à l'annonce significativement plus importante pour leur échantillon d'attributions gratuites par rapport aux divisions et une corrélation positive avec la croissance future des bénéfices (non significative pour les divisions de nominal).

Enfin on peut remarquer encore l'observation de Lakonishok et Lev (1987) concernant les caractéristiques différentes des entreprises américaines qui divisent leurs titres de celles qui distribuent gratuitement des actions. Ils concluent alors qu'on ne peut considérer les attributions gratuites comme des « petites » divisions de nominal, l'attribution gratuite étant d'avantage perçue par le marché comme une substitution à la distribution de dividendes.

2.2.2. la variation du pas de cotation par paliers successifs

Aux Etats-Unis, le pas de cotation ou tick est d'1/8ème de dollar quel que soit le cours du titre, sa valeur relative dépend donc du cours de l'action et provoque une erreur de mesure des taux de rentabilité d'autant plus grande que le cours du titre est faible. Lors de la réalisation d'une division, cette erreur accrue peut se répercuter sur la limite supérieure du cours, entrainant ainsi une rentabilité systématiquement positive à cette date.

Tandis que sur le marché boursier français, à la période étudiée, le pas de cotation varie par paliers successifs de façon croissante avec la valeur du cours de l'action. Il a en effet pour valeur 1/100ème d'euro jusqu'à 50 euros, 1/20ème jusqu'à 100 euros, 1/10ème jusque 500 euros et enfin ½ euro au-delà. Si bien que sur le marché français, le tick relatif (en pourcentage du cours du titre) varie dans une moindre mesure à la suite d'une division de nominal.

2.2.3. pas d'ajustement des quotités de négociation suite à la division

Par ailleurs, la division/multiplication de nominal d'un titre ne donne pas suite à un ajustement des quotités de négociation en France. De ce fait, l'accès au titre pour les plus petits porteurs et les individuels en est facilité. A contrario, l'ajustement des quotités s'effectue sur les marchés américains et la somme nécessaire pour entrer dans le capital de l'entreprise varie peu en conséquence.

2.2.4. une réaction significative à la date de réalisation mais pas à l'annonce

Un autre phénomène curieux constaté empiriquement sur le marché français semble le différencier notablement du marché américain. En effet, les quelques études opérées sur ce marché (relativement au nombre bien plus important d'études anglo-saxonnes) ainsi que les premiers résultats que nous avons nous-mêmes obtenus à l'occasion d'études

exploratoires paraissent ne pas confirmer l'existence d'une réaction significative et de rentabilités anormales lors de l'annonce d'un tel évènement mais davantage autour de sa réalisation. L'hypothèse d'une transmission d'information privée du dirigeant par l'annonce de la division s'en trouve fortement mise à mal. L'hypothèse d'un ajustement des prix semble plus à même d'expliquer le recours à une telle opération.

2.2.5. pas d'annonce spécifique de l'opération

La plupart du temps, les divisions de titres ne sont pas annoncées spécifiquement en France, elles figurent dans les rapports annuels, souvent noyées au sein d'une multitude d'autres évènements ou propositions à l'ordre du jour des Assemblées Générales publiées dans le BALO. Ainsi, l'annonce d'une division est très majoritairement accompagnée d'une annonce sur l'évolution des dividendes. La construction d'échantillons constitués uniquement d'annonces « pures » est presque impossible, ce qui complique l'analyse de l'impact d'une seule des deux décisions et nécessite de faire appel à des techniques récentes d'étude d'évènement conditionnel et quelques raffinements afin de distinguer les deux effets sur les rentabilités des titres.

3. La formulation d'une hypothèse originale

Les spécificités du marché français énumérées ci-dessus et les différents travaux traitant des variations dans l'actionnariat suite à la réalisation de divisions nous amènent à envisager un nouveau développement de l'hypothèse d'ajustement des prix. Il est probable qu'en l'absence d'intention de divulguer quelque information privée que ce soit au marché, le dirigeant a pour véritable but, au travers de la division, de faciliter l'entrée dans le capital aux actionnaires individuels, comme cela est très souvent mentionné lors des annonces. La division permet au dirigeant de faire diminuer la valeur de l'action et la somme nécessaire pour s'en procurer s'en trouve donc réduite. Nous choisissons de nommer cette hypothèse « l'hypothèse d'ajustement de l'actionnariat par les prix » puisque la conséquence principale et désirée par le dirigeant du recours à la division est dans cette optique d'ajuster la composition de son actionnariat au profit des actionnaires individuels.

En d'autres termes, le nominal d'une action peut être considéré comme une variable stratégique pour l'entreprise et constituer une barrière à l'entrée dans le capital de la firme

pour certaines classes d'investisseurs, notamment les investisseurs individuels. Lors d'une division tout se passe un peu comme lors d'une introduction en bourse où on choisit le prix « optimal », c'est-à-dire le facteur de division du capital social qui va déterminer le type d'actionnariat que l'entreprise va attirer. Les opérations de division/multiplication sont donc susceptibles d'être utilisées par les dirigeants pour maîtriser en quelque sorte la structure de leur actionnariat. Cependant, la motivation réelle du manager à modifier la géographie de son capital et augmenter le pourcentage relatif d'individuels par rapport aux institutionnels reste encore une question en suspens. Cet aspect est étudié dans la partie suivante, consacrée à la modélisation de cette hypothèse.

4. Hypothèses à tester dans le cadre de cette étude

Une fois nos questions de recherche, il convient de détailler maintenant les hypothèses plus précises à tester dans nos études empiriques. Il s'agit en d'autres termes de présenter les effets potentiellement observables et testables statistiquement sur notre échantillon, découlant d'une part des hypothèses « classiques » étudiées dans la littérature existante et d'autre part de l'hypothèse nouvelle d'« ajustement de l'actionnariat par les prix » évoquée ci-avant.

4.1. Les hypothèses classiques

Comme cela est déjà mentionné, on peut regrouper les hypothèses classiques en deux groupes, à savoir l'hypothèse de signalement et l'hypothèse d'ajustement des prix. Ces deux hypothèses ne sont pas forcément exclusives l'une de l'autre mais entrainent des effets à analyser différents sur les caractéristiques des titres.

4.1.1. L'hypothèse de signalement

Dans le cadre de cette hypothèse, le premier effet à tester est la présence d'un impact sur les prix et donc de rentabilités anormales lors de l'annonce d'une division. En effet, c'est lors de la première annonce de l'évènement au BALO que l'information « privée » du dirigeant de l'entreprise est révélée au marché. Si l'on considère par ailleurs plus précisément l'hypothèse d'attention dans sa forme la plus simple, on devrait de la même façon que pour les divisions observer des rentabilités anormales positives pour les annonces de multiplication de nominal.

La réalisation de l'opération n'entraine évidemment aucune transmission d'information nouvelle. La recherche des dates d'annonces faites à la presse spécialisée (format papier ou sites web) pour les opérations de notre échantillon montre cependant que celles-ci ont lieu principalement le jour même de la réalisation effective de la division de titres (Cf. chapitre 10, 1.2). Il est donc possible d'observer un dernier effet d'annonce aussi à cette date qu'il faut étudier.

En outre, l'annonce d'une opération de division de nominal est le plus souvent simultanée à une annonce d'augmentation des dividendes (contrairement aux multiplications de nominal qui ne sont généralement pas accompagnées d'un tel évènement), il est alors nécessaire d'en distinguer les deux effets sur les rentabilités pour confirmer ou infirmer l'hypothèse de signalement et de transmission d'information privée. La méthodologie afférente d'étude d'évènement conditionnel est développée dans le chapitre 11 et les hypothèses testables y sont précisées.

De la même façon, l'effet sur les volumes de transactions à ces deux dates est à investiguer puisque de nombreux auteurs constatent non seulement un impact sur les rentabilités mais aussi sur les volumes de transactions. En outre, ceci permet d'une part d'approfondir l'analyse de l'effet d'annonce et d'autre part de déterminer s'il ya un lien entre les variations de volumes et de prix aux dates d'évènement considérées.

4.1.2. L'hypothèse d'ajustement des prix

En ce qui concerne l'hypothèse générale d'ajustement des prix, ses effets observables sont de plus long terme et de différentes natures. Plusieurs d'entre eux sont testables empiriquement sur nos données. Tout d'abord cette hypothèse indique que la division/multiplication de titre est sensée ajuster le cours de ce dernier à un niveau satisfaisant les différentes classes d'investisseurs en optimisant les transactions et la liquidité. On peut par ailleurs attendre une réaction inverse entre les multiplications et les divisions de nominal. Ensuite, le risque et la volatilité associés au titre devraient diminuer à la suite de la division de nominal (et le phénomène inverse pour les multiplications). Enfin, une autre version de cette hypothèse d'ajustement des prix, avancée par Lakonishok et Lev (1987), indique que cet ajustement peut se faire en se référant à une norme, comme le prix moyen du marché au moment de l'opération. On remarque en effet sur le marché français

que les divisions permettent de ramener le cours en dessous de la limite de 100€, alors que les multiplications revalorisent le cours au dessus de l'unité (1€).

4.2. L'hypothèse d' « ajustement de l'actionnariat par les prix »

Cette nouvelle hypothèse et sa modélisation théorique sont développées dans la partie théorique suivante. L'idée principale est que les dirigeants d'entreprises peuvent impacter la composition de leur capital en privilégiant telle ou telle catégorie d'investisseurs. Afin de tester la vraisemblance de cette hypothèse, il convient dans un premier temps de déceler la motivation du dirigeant à mettre en place l'opération et la modéliser.

Il s'agit ensuite d'observer les variations de l'actionnariat, approché par le « flottant », et des caractéristiques des titres suite aux réalisations des divisions, tout en montrant les limites des autres hypothèses classiques sur ce marché. Le flottant représente le pourcentage des titres de l'entreprise disponibles à la négociation sur le marché pour le public, c'est-à-dire le nombre total d'actions de la société diminué des parts détenues stratégiquement par des institutionnels notamment. Il représente un proxy de la composition de l'actionnariat entre individuels non-contrôlants et institutionnels contrôlants, faute de disponibilité de données plus précises. En outre, si cette hypothèse est probante, la réaction du marché doit avoir lieu lors de la réalisation de la division plutôt que lors de son annonce. L'accès au titre pour les investisseurs individuels n'est en effet facilité qu'à partir du moment où la division est réalisée et le prix unitaire du titre diminué sur le marché. De plus, cette réaction ne devrait pas être directement liée au contenu informatif « potentiel » de l'évènement.

5. Protocole de recherche de l'étude empirique

Une fois les différentes hypothèses à tester définies de manière plus précises, il faut définir un protocole de recherche permettant de les étudier et les tester empiriquement sur notre échantillon. Plusieurs études nécessitant un large éventail de données et d'informations sont donc envisagées et succinctement présentées ci-dessous. Cependant, comme cela vient d'être mentionné, l'hypothèse d'« ajustement de l'actionnariat par les prix » nécessite d'être préalablement modélisée pour en définir plus précisément les conséquences observables empiriquement sur nos données.

5.1. La construction d'un modèle théorique

La notion de clientèle d'investisseurs n'est certes pas nouvelle et a déjà été largement popularisée dans la littérature traitant de la politique de dividendes des entreprises, en s'appuyant notamment sur les distorsions catégorielles induites par la fiscalité en vigueur. Toutefois, la possibilité pour l'entreprise de gérer, d'endogènéiser son type d'actionnariat demeure largement débattue et l'on peut regretter le faible nombre de travaux dédiés à ce thème important. La motivation d'une telle endogénéisation n'est d'ailleurs pas plus clairement étudiée dans la littérature. Les opérations de divisions de titres nous offrent ainsi une porte d'entrée particulièrement intéressante pour analyser cette question du choix du type d'actionnariat.

Partant de cette hypothèse que la division de nominal entraine une modification des types d'ordres placés en bourse dans le sens d'une plus grande proportion d'actionnaires individuels, peu sophistiqués (ou « noise traders ») au détriment d'investisseurs plus actifs et professionnels (les institutionnels), il parait possible d'élaborer un modèle permettant de rationnaliser à la fois la motivation du dirigeant à engager une telle opération (arbitrage entre les bénéfices privés liés au faible contrôle opéré par les investisseurs individuels et le contenu informationnel des prix induit par la présence des investisseurs professionnels) et certaines de leurs conséquences observables sur les caractéristiques des titres. Un lien théorique peut ainsi être établi entre ces opérations et la clientèle d'investisseurs, en se basant notamment sur les travaux de Merton (1987), d'Angel (1997), Mello & Parsons (1998), Maug (1998) ou encore Fernando, Gatchev & Spindt (2004).

5.2. Une étude des raisons invoquées par les dirigeants dans les annonces publiques

L'hypothèse centrale de notre modèle est donc que les investisseurs individuels sont sensibles, mais de façon différenciée, au prix auquel les titres sont offerts à la négociation. Les dirigeants, ayant intégré que cette notion « prix » agit sur le comportement des investisseurs, utilisent les opérations de division/multiplication afin de susciter ces comportements différenciés et modifier la structure de leur actionnariat et la répartition entre individuels et institutionnels. Cette hypothèse étant posée de manière exogène, il est toutefois intéressant, pour l'étayer et lui donner davantage de contenu, de recenser et analyser les intentions affichées par les managers dans les annonces faites à la presse de

notre échantillon d'entreprises afin de déterminer si celles-ci sont compatibles et si les objectifs sont redondants, catégorisables ou au contraire d'avantage au « cas par cas ».

5.3. Une analyse du « timing » des opérations et de leur visibilité dans la presse financière

Pour compléter l'étude précédente, deux analyses succinctes des délais entre les différentes dates d'annonces et de réalisation ainsi que les parutions d'articles ou informations relatives aux opérations étudiées dans le quotidien *Les Echos* sont effectuées. Leurs résultats sont présentés dans le chapitre 12.

5.4. Une étude d'évènement sur les rentabilités et les volumes

La partie centrale des études empiriques à effectuer consiste à étudier dans le détail la réaction des cours et des volumes de transactions autour des dates d'annonces et de réalisations de divisions et multiplications de nominal, afin de confirmer ou non un certain nombre d'hypothèses classiques sur nos données. Ce protocole fait appel aux techniques classiques d'étude d'évènement sur les rentabilités quotidiennes, aux extensions et développements permettant de les rendre applicables pour les volumes de transactions, ainsi qu'aux récents raffinements méthodologiques concernant les évènements conditionnels et la séparation de l'impact simultané de deux évènements distincts sur les cours. Les méthodologies afférentes sont développées dans la partie empirique.

5.5. Une étude sur le risque et la volatilité

La troisième caractéristique des titres à étudier, après le cours de bourse et les volumes d'échange, concerne la notion de risque du titre. Il semble en effet qu'une opération sur le nominal peut avoir un effet sur le risque associé au titre de manière générale, ou risque total, c'est-à-dire sur la variance ou la volatilité des rentabilités successives. Une méthodologie dont l'application est relativement simple, empruntée aux travaux d'Ohlson & Penman (1985), est alors envisagée. Pour détailler l'analyse, il est aussi possible de séparer ce risque total en une partie systématique (ou risque idiosyncratique, relatif au marché et non-diversifiable, représenté par le β du modèle de marché) et une partie spécifique (relative à l'entreprise elle-même et diversifiable au sein d'un portefeuille de titres, représentée quant-à-elle par la variance de l'erreur du modèle de marché).

5.6. Comparaisons d'échantillons avant/après l'évènement et régressions

Enfin, ces différentes études sont complétées par plusieurs régressions et des comparaisons dans le temps des caractéristiques des actions divisées entre une période antérieure à l'opération et une période postérieure, l'objectif étant d'une part de distinguer des liens statistiques entre les variables, d'apporter une certaine robustesse à notre analyse et d'autre part d'observer si la division induit des changements et variations durables de ces variables. Les comparaisons d'échantillons sont majoritairement effectuées avec des tests paramétriques de différence de moyenne et non paramétriques de Wilcoxon (test de la somme de rangs).

PARTIE THEORIQUE

Maintenant que les hypothèses à tester et le protocole de recherche associé ont été abordés dans la partie précédente, nous sommes amenés à considérer désormais la partie relative à la modélisation théorique de ce travail de thèse. Elle est divisée en deux chapitres. Le premier chapitre présente, en guise de courte revue de littérature sur ce thème, quatre articles scientifiques explicitant les relations plus ou moins complexes qui existent entre le niveau de prix unitaire des titres, le type d'actionnariat attiré dans le capital et le contrôle que certaines catégories d'investisseurs peuvent appliquer sur l'entreprise. Leurs modélisations respectives y sont développées. Le second chapitre quant-à-lui constitue la modélisation théorique proprement dite de notre hypothèse centrale. Il présente le développement d'un modèle « d'ajustement de l'actionnariat par les prix » envisagé dans le cadre de notre recherche et ses différentes conséquences observables et susceptibles d'être testées sur nos données empiriques ainsi que ses limites.

CHAPITRE 8 : *PRIX UNITAIRE DES TITRES, STRUCTURE DE L'ACTIONNARIAT ET CONTROLE*

Ce chapitre débute la partie théorique de nos travaux. Il constitue une sorte de revue de littérature sur le lien possible entre le niveau de prix unitaire des titres, la structure de l'actionnariat de l'entreprise et le contrôle qu'une part de cet actionnariat peut effectuer sur la société. Le premier article étudié traite du choix de la structure d'actionnariat lors des introductions en bourse et de l'influence en termes de contrôle des investisseurs institutionnels sur la valeur de l'entreprise. Le deuxième article aborde le problème de l'arbitrage entre le souci de liquidité accrue par un marché large du titre et les bénéfices du contrôle. Le troisième article développe un modèle de « tick optimal » dans lequel les divisions permettent de faire varier le pas de cotation et la taille de l'actionnariat. Quant au dernier article, il se base sur le même modèle que le précédent mais le développe d'une manière intéressante en y introduisant la variable « prix unitaire » des actions.

1. Choix de la structure d'actionnariat lors de l'introduction en bourse et influence du contrôle des investisseurs institutionnels sur la valeur de l'entreprise: les travaux de Mello et Parsons (1998)

L'idée de départ des deux auteurs est dans un premier temps succinctement présentée. Leur modélisation est ensuite abordée de façon séquentielle, partant de l'introduction en bourse et des transactions initiales sur le marché primaire, en passant par les autres transactions successives sur le marché secondaire, pour aboutir à la structure d'actionnariat finale puis à la liquidation de l'entreprise.

1.1. L'idée de départ des auteurs

Dans le cadre de leurs recherches sur les introductions en bourse et l'influence en termes de contrôle de la structure de l'actionnariat des entreprises, Mello et Parsons (1998) tentent d'expliquer pourquoi certaines sociétés privées décident de devenir « publiques » dans le sens d'un appel public à l'épargne. Ils cherchent à déterminer pourquoi ces dernières choisissent d'engager un processus d'introduction en bourse plutôt que de transférer et vendre directement le contrôle de l'entreprise à un autre groupe d'investisseurs privés, malgré l'apparente perte de valeur associée au problème bien connu du « free rider » ou passager clandestin.

1.2. Le modèle

Leur modèle théorique est succinctement développé ci-après.

1.2.1. La population des investisseurs

Les investisseurs sont supposés neutres au risque et hétérogènes en termes de demande de titres et de degré d'influence (de contrôle) sur l'entreprise une fois qu'ils en sont actionnaires. D'une part, il existe une population de petits investisseurs individuels pour laquelle la valeur d'un titre est la somme de plusieurs composants. Un premier composant y est commun et connu de tous les investisseurs, c'est à dire sans incertitude, tandis que le deuxième composant w, relatif au risque idiosyncratique, représente l'information privée de chacun. Ainsi le régime fiscal ou les préférences de liquidité de chaque investisseur individuel peuvent affecter son évaluation de la valeur de l'entreprise. L'hétérogénéité dans cette population de petits investisseurs est représentée par la distribution $G(w|\alpha)$ dans l'intervalle $[w_{min}(\alpha), w_{max}(\alpha)] \subseteq R^+$ avec $\int_{w_{min}}^{w_{max}} dG(w|\alpha) = 1$. Le paramètre α est une variable aléatoire dans R^+ de distribution $H(\alpha)$ qui capte les variations de la valeur agrégée de cette classe d'investisseurs. Les auteurs supposent que $\frac{\partial G}{\partial \alpha} > 0$ pour $H(\alpha) \in (0, 1)$. Chaque investisseur de cette population connait son type w mais n'observe pas directement α et donc ne peut pas inférer la demande agrégée. La demande de chaque investisseur individuel est ainsi normalisée sous la condition que la demande agrégée à un prix fixé p est donnée par $\int_{p-y}^{w_{max}} dG(w|\alpha) = 1 - G(p - y|\alpha)$.

D'autre part, il existe un « grand » investisseur institutionnel actif a cherchant à obtenir un bloc de contrôle (50% des parts) de manière à influencer activement les décisions managériales futures et appliquer par exemple une stratégie d'utilisation des actifs de l'entreprise pouvant augmenter la valeur de ses cash-flows futurs de z. z est donc initialement de l'information privée détenue par a. Ainsi, l'augmentation de la valeur de l'entreprise induite par le contrôle de l'investisseur institutionnel est perçue comme une variable aléatoire de distribution $F(z)$ par le vendeur de la société et les « petits » investisseurs. Le composant idiosyncratique de l'investisseur institutionnel sur la valeur de l'entreprise est w_a.

Pour que l'allocation de titres aux différents investisseurs soit efficiente, c'est-à-dire pour que l'allocation d'un bloc de contrôle soit efficiente, il est nécessaire que la valeur unitaire de chaque action détenue par α , $w_\alpha + z$, soit supérieure à la valeur unitaire moyenne de chaque action détenue par les individuels, $\int_{\overline{w}_0(\alpha)}^{\overline{w}_{\frac{1}{2}}(\alpha)} w dG(w|\alpha)$. $\overline{w}_{\frac{1}{2}}(\alpha)$ représente la valeur pour l'investisseur individuel marginal lorsque l'investisseur institutionnel reçoit exactement la part de contrôle (50%) et $\overline{w}_0(\alpha)$ la valeur pour l'investisseur individuel marginal lorsque l'investisseur institutionnel ne reçoit aucun titre.

Ainsi, la décision pour le vendeur d'allouer un bloc de contrôle à l'investisseur institutionnel dépend du paramètre α. On peut donc noter $q_\alpha^*(\alpha, z, w_\alpha)$ l'allocation efficiente à l'institutionnel α conditionnellement à la réalisation des deux paramètres α et z pour une valeur donnée de w_α. Alors $q_\alpha^* = \frac{1}{2}$ lorsque $w_\alpha + z = \bar{z}(\alpha) = \int_{\overline{w}_0(\alpha)}^{\overline{w}_{\frac{1}{2}}(\alpha)} w dG(w|\alpha)$. De la même manière, $q_s^*(w, \alpha, z)$ est l'allocation efficiente pour les petits investisseurs, et si $q_\alpha^* = 1/2$ alors $q_s^*(w, \alpha, z) = \frac{1}{2}$ pour $w \geq \overline{w}_{\frac{1}{2}}(\alpha)$ et 0 sinon. A contrario, si $q_\alpha^* = 0$ alors $q_s^*(w, \alpha, z) = 1$ pour tous les $w \geq \overline{w}_0(\alpha)$.

1.2.2. La séquence des évènements sur les différents marchés

Considérons une entreprise à vendre, initialement détenue par ses propriétaires. Les auteurs divisent la suite d'évènements amenant à la répartition finale du capital en six périodes distinctes, τ=0,.., 5, comme illustré sur le schéma suivant.

τ=0	τ=1	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5
Possession initiale	Vente sur le marché primaire	Transactions sur le 2nd marché	Offre publique d'achat	Marché secondaire	liquidation

Figure 3 : séquence des évènements sur les marchés

En τ=0, le vendeur neutre au risque rend public son choix de la méthode utilisée pour l'introduction et tous les investisseurs intéressés peuvent répondre. En τ=1, l'introduction se réalise selon les règles établies par le vendeur et l'allocation résultante des

actions $q_a^1(w,\alpha,z)$, $q_s^1(w,\alpha,z)$ est rendu publique. Tous les investisseurs révisent leurs estimations des paramètres inconnus α et z en se basant sur cette nouvelle information. En τ=2, les investisseurs individuels échangent les titres sur le marché secondaire à un prix d'équilibre p^2, contenant de l'information sur les paramètres α et z. L'investisseur institutionnel ne pouvant effectuer de transactions anonymement sur le second marché en τ=2, doit utiliser le marché des offres publiques d'achat/vente pour acquérir ou vendre des titres. Sa décision de faire une offre publique à un prix p^3 peut aussi apporter de l'information quant aux paramètres α et z. En τ=4, les négociations entre les petits investisseurs reprennent à un prix d'équilibre p^4. Enfin, en τ=5, l'entreprise est liquidée et chaque actionnaire reçoit sa part des cash flows au prorata de ses actions.

1.2.3. Négociations, information et prix sur le marché secondaire

Dans la suite d'évènements relative à ce modèle, les investisseurs peuvent aussi bien acheter des actions de l'entreprise lors de l'introduction au premier marché que plus tard sur le marché secondaire lorsque les titres sont offerts à la négociation. Les auteurs cherchent à savoir si ces possibilités d'échanges multiples et successives entrainent effectivement une structure optimale de l'actionnariat. Si tel est le cas, pourquoi le vendeur prend la peine de mettre en place une méthode spécifique de cession puisque les investisseurs peuvent modifier leurs prises de position sur le marché secondaire ? Mello et Parsons montrent alors que le marché des actions n'assure pas forcément une répartition optimale du capital à chaque instant, ainsi la méthode choisie pour la vente initiale est à prendre en considération.

Si la vente initiale aboutit à une répartition optimale telle que $q_a^1 = 0$, alors les investisseurs individuels ne demanderont des actions que si $p^2 < y + w$. Le prix en τ=2 est donc $p^2 = y + \bar{w}_0(\alpha)$. Alors que dans le cas de la présence d'un investisseur institutionnel actif dans le capital $(q_a^1 = \frac{1}{2})$, les investisseurs individuels savent en τ=2 que ce dernier détient un bloc de contrôle et que la valeur des titres inclut une prime pour ce contrôle. Ils infèrent donc que $z \geq \bar{z}(\alpha)$. Le prix d'équilibre fournit lui-même un surplus d'information sur les valeurs de α et z. Finalement, les investisseurs individuels ne sont demandeurs de titres que si $p^2 < y + w + E(z|w_a, z \geq \bar{z}(\alpha), p^2)$.

La fonction $p^2 = y + \bar{w}_{1/2}(\alpha) + E\left(z \middle| w_a, \alpha, z \geq \bar{z}(\alpha)\right)$ révèle complètement la valeur de α et les anticipations des individuels vis-à-vis de z deviennent superflues. Le prix de marché des titres peut ainsi être caractérisé en fonction des paramètres α et z, tel que :

$$p^*(\alpha, z) = \begin{cases} y + \bar{w}_0(\alpha) & z < \bar{z}(\alpha) \\ y + \bar{w}_{\frac{1}{2}}(\alpha) + E\left(z \middle| w_a, \alpha, z \geq \bar{z}(\alpha)\right) & z \geq \bar{z}(\alpha) \end{cases} \qquad (87)$$

Ce prix de marché agit ici comme la contrainte principale pour les termes de la vente initiale envers les investisseurs individuels. Il représente la limite de prix qu'ils sont prêts à payer lors de l'introduction en bourse puisque qu'ils peuvent obtenir les titres à ce cours plus tard sur le marché secondaire.

Considérons désormais le cas où la répartition initiale du capital n'est pas optimale. Cette répartition peut être appréhendée à deux niveaux. Il est d'une part possible que la répartition des titres entre les investisseurs individuels ne soit pas optimale. Cependant les négociations sur le marché secondaire aboutissent à une allocation efficiente des titres. En effet, les investisseurs dont l'information privée les amènent à une évaluation personnelle supérieure à la valeur marginale incluse dans le prix, telle que $w \geq \bar{w}(\alpha)$, sont demandeurs de titres s'ils n'en possèdent pas. Inversement, les investisseurs pour lesquels $w < \bar{w}(\alpha)$ vendent leurs titres s'ils en ont.

D'autre part, il est possible pour de multiples raisons que la répartition initiale entre les investisseurs individuels passifs et l'institutionnel actif ne soit pas optimale, c'est-à-dire que ce dernier n'obtienne pas la quantité nécessaire de titres pour contrôler l'entreprise ($q_a^1 < 1/2$). S'il désire contrôler l'entreprise, l'institutionnel fait une offre publique d'achat d'actions à un prix p^3 pour une quantité $q = \frac{1}{2} - q_a^1$. Si l'offre aboutit, les profits nets de a sont alors $\frac{1}{2}(y + w_a + z) - (\frac{1}{2} - q_a^1)p^3$. Dans le cas contraire, a peut aussi décider de revendre sa part à un prix $p = y + w_0(\alpha)$ avec un profit net de $q_a^1(y + w_0(\alpha))$. Une offre publique d'achat à un prix p^3 est optimale pour l'investisseur actif seulement si :

$$\frac{1}{2}(y + w_a + z) - (\frac{1}{2} - q_a^1)p^3 \geq q_a^1(y + w_0(\alpha)) \qquad (88)$$

Soit

$$z \geq (1 - 2q_a^1)(p^3 - y) - 2(\frac{1}{2}w_a - q_a^1 w_0(\alpha)) \qquad (89)$$

En d'autres termes, si l'investisseur actif ne reçoit pas un bloc de contrôle lorsque les titres sont offerts à la négociation sur le marché secondaire, même si cela aurait été efficient, il n'est pas toujours possible d'acquérir les titres manquants par l'intermédiaire d'une offre publique. Un nombre suffisant d'actionnaires individuels doivent être disposés à vendre leurs titres, d'où la condition sur p^3 :

$$\frac{\frac{1}{2}(y+w_a+z)-q_a^1(y+w_0(\alpha))}{\frac{1}{2}-q_a^1} \geq p^3 \geq y + \overline{w}_{\frac{1}{2}}(\alpha) + E(z|z \geq d) \qquad (90)$$

avec $d = (1-2q_a^1)(p^3-y) - 2(\frac{1}{2}w_a - q_a^1 w_0(\alpha))$.

L'investisseur individuel marginal n'accepte de vendre ses titres que si le prix offert est supérieur à la valeur qu'il leur donne compte tenu que $z \geq d$. Or, si $q_a^1 = 0$, alors $d = p^3 - (y + w_a)$. Cette condition implique le résultat impossible de l'inéquation suivante, $p^3 - (y + w_a) > E(z|z \geq p^3 - (y + w_a))$. En conséquence, une offre publique d'achat ne peut pas aboutir si $w_a < \overline{w}_{1/2}$, sans considération de la valeur de z, et ce en raison du problème du passager clandestin. Lorsque $q_a^1 > 0$, une offre d'achat réussie résultant à la prise de contrôle de l'entreprise est possible pour une valeur suffisamment élevée de z. Cependant toutes les valeurs de z pour lesquelles le contrôle serait souhaitable et optimal ne permettent pas d'aboutir à une offre d'achat réussie. En effet, l'investisseur institutionnel demandeur des titres ne tente pas de se les procurer si le prix demandé par le marché est trop élevé pour qu'il en retire encore un surplus de valeur.

Cette modélisation théorique de Mello et Parsons montre bien l'importance de la répartition du capital entre les différentes classes d'investisseurs (institutionnel actif / particuliers passifs). Leurs travaux mettent en avant la nécessité d'intégrer la gestion de la géographie du capital par le propriétaire souhaitant vendre son entreprise et l'introduire en bourse mais aussi par extension pour le dirigeant désireux de maximiser la valeur future de l'entreprise. En effet leurs résultats indiquent que dans certains cas le marché seul ne permet pas d'obtenir cette optimisation en empêchant l'investisseur actif d'acquérir une part suffisante pour contrôler l'entreprise et augmenter sa valeur. Ceci montre en outre l'utilité d'une gestion active de l'actionnariat et du contrôle par des leviers permettant d'impacter la géographie du capital.

2. L'arbitrage entre soucis de liquidité et bénéfice du contrôle : le modèle de Maug (1998)

Dans la même année que Mello et Parsons, Maug (1998) publie un article dans lequel il analyse les motivations poussant les investisseurs institutionnels à prendre le contrôle de sociétés cotées en bourse et l'effet modérateur de la liquidité plus ou moins importante du marché vis-à-vis de cette intention de prise de contrôle.

2.1. hypothèses et objectifs de l'auteur

Il étudie plus précisément l'hypothèse qu'un marché liquide diminue les motivations de ces « grands » investisseurs à contrôler les sociétés en question car la revente de leurs actions est alors plus facile. Dans cet ordre d'idée, l'auteur construit un modèle permettant d'analyser les processus de prise de décision et la structure de l'économie d'un marché dans lequel opèrent des investisseurs institutionnels capables de prendre le contrôle des entreprises qui y sont cotées. En outre, ce modèle permet d'analyser la relation entre le degré de liquidité du marché et l'implication des investisseurs institutionnels dans la gouvernance des entreprises.

2.2. le modèle théorique

Soit une seule entreprise dans l'économie avec une rentabilité $\tilde{v}$ à la fin de la période sur son marché. En l'état actuel, la valeur de $\tilde{v}$ est faible (L) mais les cash-flows pourraient être plus élevés si l'entreprise était restructurée. $\tilde{v}$ aurait alors une valeur supérieure (H). L'équipe dirigeante actuelle est supposée incapable d'effectuer elle-même cette restructuration, d'où la nécessité d'une prise de contrôle par un investisseur avec suffisamment de droits de vote pour remplacer l'équipe dirigeante et générer la rentabilité (H). Le nombre d'actions de l'entreprise est normalisé à 1 et les titres sont tous entre les mains des courtiers.

Il existe dans cette économie un investisseur institutionnel F qui se distingue des courtiers sur deux aspects. D'une part il n'est pas sujet aux chocs de liquidité qui peuvent survenir sur ce marché et d'autre part il est capable de prendre le contrôle et d'améliorer le management de l'entreprise de telle sorte que la valeur de $\tilde{v}$ augmente de (L) à (H). Cependant ceci implique un coût de contrôle pour F d'un montant $c_m < H - L$.

L'investisseur F comme les courtiers peuvent de la même manière investir dans un actif sans risque dont la rentabilité est nulle. Tous les investisseurs sont neutres au risque. Les courtiers sont quant-à-eux sensibles aux chocs de liquidité qui les forcent à revendre leurs titres, et ces chocs sont corrélés entre les différents courtiers. Un tel choc de liquidité a une probabilité d'occurrence de ½. S'il survient, il est subi par ϕ courtiers ($0 < \phi < 1$) qui revendent alors le total de leur titres et l'actif sans risque si bien que (la probabilité ex-ante de subir ce choc de liquidité pour un courtier quelconque est donc de $\phi/2$):

- avec une probabilité d'1/2, aucun courtier ne revend les titres en sa possession
- avec une probabilité d'1/2, ϕ courtiers revendent tous leurs titres.

Les courtiers et F soumettent leurs ordres à un même teneur de marché qui observe le flux total net d'ordres y et fixe ainsi le prix du titre en fonction de la rentabilité espérée, conditionnellement au flux y tel que $P_1 = E(\tilde{v}|y)$. En outre, le total des titres est initialement détenu par les courtiers et F effectue des transactions avec eux en échangeant des actions de l'entreprise contre l'actif sans risque. Ces transactions s'effectuent au prix P_0 et F possède alors une part α contre $(1-\alpha)$ pour les courtiers. Le déroulement des évènements est résumé ci-dessous, ce qui correspond à la forme extensive du jeu.

1	2	3	4	5
Emission des titres à P_0 F en achète α et les courtiers $(1-\alpha)$	Décision de F de contrôler ou non l'entreprise	Choc de liquidité avec probabilité d'1/2	Fixation du prix P_1 par le mainteneur de marché	Réalisation des profits, paiement des parties prenantes

Figure 4 : chronologie des évènements, forme extensive du jeu

2.2.1. l'effet d'« enfermement »[34]

Si ϕ courtiers sont sujets à un choc de liquidité, ils revendent alors tous leurs actifs au teneur de marché (probabilité d'occurrence de ½), soit un total de $(1-\alpha)$ titres ainsi que

[34] Traduction de « lock-in effect ».

l'actif sans risque en leur possession. Logiquement, plus F possède d'actions de l'entreprise, moins la part agrégée des courtiers est importante et donc moins le marché du titre est liquide. Dans le cas extrême où F détiendrait tous les titres de l'entreprise, le marché serait complètement illiquide. Ceci a alors un impact sur la stratégie et la décision de F entre acheter/contrôler ou revendre ses parts. Ainsi, on peut résumer le jeu de F entre ces deux stratégies (toutes les autres étant logiquement dominées par celles-ci, comme « acheter et ne pas contrôler » ou « vendre et contrôler ») tel que :

- avec une probabilité q, F achète des actions de l'entreprise, intervient et améliore le management, dans ce cas F achète une quantité de titres > 0.
- Avec une probabilité $(1-q)$, F vend ses parts et n'intervient pas dans le management de la société, dans ce cas, pour simplifier, on note que F « achète » une quantité de titres < 0.

Supposons que F n'est en mesure de contrôler effectivement la société que s'il possède une quantité suffisante d'actions µ, dont la valeur dépend de plusieurs facteurs et n'est pas forcément égale à 0,5 (la restructuration peut par exemple nécessiter plus que la majorité des votes et à contrario, une entente avec d'autres investisseurs peut permettre de contrôler sans posséder la moitié de ces droits). Ainsi, F ne peut contrôler la société que s'il possède une quantité $\alpha + x_b \geq \mu$ avec $\mu \in [0,1]$.

Pour retirer des bénéfices de ses transactions, F doit camoufler ses actions et l'information contenue dans le flux d'ordres qu'il transmet au sein des flux de transactions des courtiers. Si bien que le teneur de marché ne peut pas distinguer entre le cas où F achète et les courtiers revendent et où F revend et les courtiers ne sont pas soumis au choc de liquidité, d'où la condition suivante :

$$x_b - x_s = \phi(1-\alpha) \qquad (91)$$

Cette condition implique que F achète $\phi(1-\alpha)$ et revend pour camoufler son achat de x_b au final. Pour simplifier, l'auteur choisit des quantités symétriques, de telle sorte que $-x_s = x_b = \frac{\phi(1-\alpha)}{2} \equiv u$. Le tableau 2 suivant donne les différentes combinaisons possibles de transactions, leurs probabilités respectives et les prix définis par le teneur de marché.

Flux	Transactions	Probabilité	Valeur	prix	situation
u	F achète u et les courtiers vendent 0	$q/2$	H	H	Contrôle, pas de choc
-u	F achète u et les courtiers revendent 2u	$q/2$	H	$qH+(1-q)L$	Contrôle et choc
-u	F revend u et les courtiers vendent 0	$(1-q)/2$	L	$qH+(1-q)L$	Pas de contrôle, pas de choc
-3u	F revend u et les courtiers revendent 2u	$(1-q)/2$	L	L	Pas de contrôle et choc

Tableau 2 : combinaisons possibles de transactions et probabilités respectives

Il y a donc trois possibilités différentes de flux d'ordres (u, -u, -3u). Si le flux est -3u ou u, le teneur de marché peut parfaitement évaluer le prix car toute l'information est révélée. Tandis que si le flux est –u, aucune information n'est révélée et le prix donné n'en contient pas. Soient $E(P|S)$le prix espéré sachant que F revend ses titres et $E(P|B)$ l'espérance de prix sachant que F achète des titres tels que :

$$E(P|B) = \frac{H}{2} + \frac{qH+(1-q)L}{2} \quad \text{et} \quad E(P|S) = \frac{L}{2} + \frac{qH+(1-q)L}{2} \qquad (92)$$

Ainsi, le gain attendu de l'achat des titres et du contrôle de l'entreprise peut être calculé tel que (c'est-à-dire les profits sur les transactions, le coût du contrôle et le retour à la position initiale α):

$$u[H - E(P|B)] + \alpha H - c_m = \frac{\phi(1-\alpha)}{2}\frac{1-q}{2}(H-L) + \alpha H - c_m \qquad (93)$$

De la même manière, le gain attendu en cas de revente des titres sans contrôle de l'entreprise se calcule tel que :

$$-u[L - E(P|S)] + \alpha L = \frac{\phi(1-\alpha)}{2}\frac{q}{2}(H-L) + \alpha L \qquad (94)$$

A l'équilibre, la probabilité q doit rendre équivalente les croyances du teneur marché sur la distribution de $\tilde{v} \in \{L, H\}$. Ce dernier fixe alors un prix qui rend F indifférent entre acheter (B) ou revendre (S), tel que :

$$q = \frac{1}{2} - \frac{2(c_m - \alpha(H-L))}{\phi(1-\alpha)(H-L)} \quad (95)$$

On remarque alors à partir de l'expression (95), que la probabilité q de prise de contrôle de l'entreprise par l'investisseur F augmente avec sa part initiale α dans le capital de la société, c'est ce que l'auteur appelle l'effet d' « enfermement ». Plus la part initiale α de F est importante, plus il est incité à acheter des titres supplémentaires et prendre le contrôle de l'entreprise, toutes choses égales par ailleurs.

2.2.2. l'effet « liquidité »

On remarque à partir de cette même expression (95) que la part initiale α a un autre impact, notamment sur la liquidité du titre. Plus α est grand, moins le marché est liquide puisqu'il en résulte qu'une plus petite part des actions reste détenue par les courtiers. C'est pour cette raison que l'on retrouve le facteur $(1-\alpha)$ qui multiplie le paramètre de liquidité . La probabilité q augmente alors avec la liquidité du marché ϕ si et seulement si $\alpha(H-L) < c_m$, soit $\alpha < {c_m}/{H-L}$ et inversement. En d'autres termes, si la part des bénéfices accrus par le contrôle de F, $\alpha(H-L)$, est suffisante pour couvrir les coûts de contrôle c_m, alors la probabilité de contrôler l'entreprise pour F diminue avec la liquidité ϕ.

2.2.3. l'effet d'« engagement »[35]

Les profits espérés peuvent alors directement être calculés en multipliant (93) par α et (94) par $(1-q)$ et en les additionnant, tels que :

$$(1-\alpha)\left[\frac{\phi}{2}q(1-q)(H-L)\right] \equiv (1-\alpha)G \quad (96)$$

où G est le profit espéré par action possédée, d'où le profit net espéré :

$$(1-\alpha)G - qc_m \quad (97)$$

Les profits de F dépendent en outre du degré d'efficience du marché λ, c'est-à-dire du degré de modification des prix par les transactions survenant sur le marché. λ peut ainsi

[35] « commitment effect ».

être défini comme la différence de prix entre lesquels F espère vendre et acheter, relativement à l'écart de prix ($H - L$) si ceux-ci sont complètement révélés, tel que :

$$\lambda = \frac{E(P_1|B) - E(P_1|S)}{H - L} = \frac{1}{2} \quad (98)$$

Ceci correspond donc à une efficience semi-forte du marché (dans le cas d'une efficience faible λ serait plus proche de 0, tandis que dans le cas d'un marché parfaitement efficient λ aurait pour valeur 1).

Ainsi, les profits de F sont proportionnels au degré d'efficience du marché λ, mais aussi à sa liquidité mesurée par $\phi(1 - \alpha)$. En effet, plus la part vendue par les courtiers est importante, plus la part que F peut se procurer est importante. Finalement G est aussi fonction de la variance des rentabilités finales $var\ \tilde{v} = q(1 - q)(H - L)^2$. On peut alors réécrire l'expression des profits de F telle que :

$$(1 - \alpha)G = \frac{var\ \tilde{v}}{H - L} * (1 - \lambda) * \phi(1 - \alpha) \quad (99)$$

Par ailleurs, l'optimum social ne peut être atteint que si F contrôle l'entreprise, c'est-à-dire lorsque α est supérieur à un seuil α^* avec α^* tel que F contrôle la société de façon certaine $(q = 1)$ et que ses gains sont nuls. Ainsi le seuil α^* est strictement supérieur à ${}^{c_m}/_{H - L}$ et la différence entre α^* et ${}^{c_m}/_{H - L}$ augmente avec ϕ. Or si l'on atteint exactement cet optimum social, $\alpha = \alpha^*$ et G est minimisé. Ceci est dû au fait que F bénéficie de la volatilité des rentabilités finales. En effet, si F contrôle toujours de façon certaine, la volatilité est nulle, tout comme les profits espérés sur les transactions. Par contre, si $q = \frac{1}{2}$ et $\alpha = {}^{c_m}/_{H - L}$, G est alors maximisé. q maximise donc l'incertitude sur les rentabilités finales et G si et seulement si $\alpha = {}^{c_m}/_{H - L}$.

L'observation importante dans la détermination de la part initiale α provient du fait que F a deux sources de profit, d'une part les gains sur les transactions en raison de l'asymétrie d'information et d'autre part les gains issus de la revente en fin de période de sa part initiale achetée à P_0. Ce prix espéré en fin de période pour F correspond à la valeur

intrinsèque ex-ante $qH + (1-q)L$. Les courtiers reçoivent eux-aussi ce prix en fin de période s'ils ne sont pas obligés de revendre leurs actifs en raison d'un choc de liquidité (probabilité $1 - \phi/2$). Inversement, avec une probabilité de $\phi/2$, un courtier doit revendre ses titres si une proportion ϕ des autres courtiers liquide leurs parts. Il reçoit alors un prix P_1 correspondant à L si F vend ses titres et à $qH + (1-q)L$ si F en achète. C'est seulement dans ce dernier cas que les courtiers perdent de l'argent puisqu'ils vendent à $qH + (1-q)L$ alors que les actions valent intrinsèquement H. Les courtiers perdent alors $H - (qH + (1-q)L)$ avec une probabilité de $\phi/2$. En outre, le prix initial P_0 est déterminé par l'évaluation des courtiers, ainsi P_0 est moins élevé que $qH + (1-q)L$.

$$P_0 = qH + (1-q)L - {}^{q\phi}/_{2}\left(qH - (\,qH + (1-q)L)\right) = qH + (1-q)L - G \quad (100)$$

F achète donc α actions à P_0 et espère les liquider plus tard à H avec une probabilité q et à L avec une probabilité $(1-q)$, si bien que ses bénéfices espérés sur sa part initiale s'élèvent à :

$$\alpha(qH + (1-q)L - P_0) = \alpha G \quad (101)$$

En additionnant les profits sur la part initiale (101) et sur les transactions de F (97), on obtient :

$$(1-\alpha)G - qc_m + \alpha G = G - qc_m \quad (102)$$

La taille de la part initiale impacte alors les profits totaux de F de manière indirecte en déterminant q et donc G. F retire un profit du contrôle seulement par l'intermédiaire de l'incertitude qu'il crée vis-à-vis des règlements finaux lors de la liquidation (augmentation de la volatilité) et non pas en augmentant la moyenne espérée de ces paiements puisque celle-ci se reflète dans le prix du titre et profite aux « passagers clandestins ». Si bien que F choisit sa part initiale α telle qu'il maximise ses profits (G). Il investit donc dans une part positive $\hat{\alpha}$ strictement inférieure à ${}^{c_m}/_{H-L}$ et sa probabilité de contrôle à l'équilibre $\hat{q}$ augmente strictement avec la liquidité du marché. Ainsi, lorsque $\frac{dG}{dq} = 0$:

$$\hat{q} = \frac{1}{2} - \frac{c_m}{\phi(H-L)} \quad (103)$$

Et en remplaçant dans l'expression de q :

$$\hat{\alpha} = \frac{c_m}{2(H-L)-c_m} \qquad (104)$$

Deux effets opposés dirigent ainsi le choix de la taille optimale de la part initiale α. L'incitation à contrôler est d'autant plus grande qu'α est grand en raison de l'effet d'enferment. En même temps, F peut utiliser cet effet pour approcher la probabilité $q = \frac{1}{2}$ maximisant les gains de transactions de G. Lorsqu'α est proche de ${c_m}/{H - L}$, valeur pour laquelle F maximise les gains G, une faible variation d'α , et donc de q, a seulement un effet de second ordre sur les gains de transactions, mais un effet de premier ordre sur les coûts attendus. Ceci réduit le niveau d'équilibre de q à $\hat{q}$, en dessous de la valeur maximisant les gains. La taille optimale de α est alors inférieure à ${c_m}/{H - L}$. F choisit donc $\alpha = \hat{\alpha}$ de façon à « s'engager » à ne contrôler l'entreprise que si cela maximise ses profits, en lui laissant la possibilité de revendre facilement ses parts dans le futur. En outre, le fait de limiter la taille de son investissement initial permet à l'investisseur institutionnel de maintenir la liquidité de ses actions.

Ce modèle complexe étudie finalement les effets de l'intervention des institutionnels sur le marché qui poursuivent deux types d'objectifs d'investissement : contrôler l'entreprise de façon à en augmenter la valeur et négocier les titres sur les marchés à partir de l'information privée qu'ils détiennent. L'auteur aboutit ainsi aux principaux résultats suivants.

D'une part les améliorations espérées du contrôle par un institutionnel sont toujours incorporées dans le prix des titres, ce qui correspond à la manifestation du problème du passager clandestin puisque les bénéfices du contrôle sont partagés avec tous les actionnaires de l'entreprise qu'ils soient actifs ou non en terme de décisions managériales. La seule source de profit pour l'investisseur contrôlant provient de l'incertitude quand aux paiements finaux. Il bénéficie de l'augmentation de la volatilité de ces revenus mais pas de leur moyenne. D'autre part, l'institutionnel limite le niveau de sa part initiale dans l'entreprise par soucis de liquidité de telle sorte que les profits sur cette part ne couvrent pas complètement les coûts du contrôle. Enfin, sur un marché moins liquide, les

investisseurs actifs s'engagent dans moins de contrôle d'entreprises en diversifiant d'avantage leurs portefeuilles. Par contre, un marché plus liquide mène à plus de contrôle de leur part parce que cela leur permet de couvrir les coûts de contrôle par les bénéfices des transactions sur leur information privée.

3. Le modèle de tick optimal d'Angel (1997)

Il est déjà mentionné dans le chapitre 2 que les réactions observables autour d'une division de nominal peuvent trouver une explication dans la variation du tick relatif que cette dernière entraine. En effet, le pas de cotation relatif diminue avec la valeur unitaire du prix et inversement. Angel (1997) s'intéresse alors à cette idée que les divisions de titres peuvent permettre de faire varier le tick relatif et la taille de l'actionnariat de l'entreprise. Il se base pour cela sur le modèle d'équilibre de marché à information incomplète de Merton (1987).

3.1. Hypothèses

L'auteur part du constat que l'amélioration de liquidité qu'une diminution de prix peut entrainer sur le titre n'est d'une part qu'apparente et mitigée puisqu'il en résulte une augmentation corrélative du spread relatif. D'autre part, il remarque en se basant sur les travaux de Merton (1987) que l'augmentation de la base de l'actionnariat permet de diminuer le taux de rentabilité exigé par les actionnaires. Enfin, il suppose Comme Brennan et Hugues (1991) qu'un pas de cotation plus élevé induit un spread bid-ask plus large ce qui entraine des commissions plus importantes pour les courtiers sur ces titres. Angel développe alors une hypothèse de pas de cotation ou tick optimal permettant d'arbitrer entre l'avantage en terme de taux de rentabilité requis, de liquidité et d'accès au marché d'un titre ayant un prix faible et une base large de l'actionnariat et les inconvénients relatifs à des coûts de transactions élevés supportés par les investisseurs.

3.2. Le modèle

Angel combine le modèle d'équilibre de marché à information incomplète de Merton (1987) avec les résultats d'Amihud et Mandelson (1986) pour construire un modèle simple de « tick optimal ». Ces derniers observent en effet une relation positive entre spread et taux de rentabilité exigé. Les titres avec des spreads relatifs bid-ask importants ont donc des

taux de rentabilité requis élevés, comparativement aux titres avec un spread plus faible. Dans le modèle de Merton, la fraction q_k des investisseurs qui « connaissent » l'entreprise et investissent dans ses actions k est inférieure au nombre total d'investisseurs. Ceci entraine une augmentation λ_k du taux de rentabilité exigé qui est aussi fonction de la taille de l'entreprise et de son risque idiosyncratique tel que :

$$\lambda_k = \left(\frac{1-q_k}{q_k}\right) x_k \delta \sigma_k^2 \qquad (105)$$

avec x_k : poids de l'entreprise dans le portefeuille de marché

δ : coefficient d'aversion au risque commun à tous les investisseurs

σ_k^2 : risque systématique de l'action.

Un pas de cotation plus large peut augmenter la fraction d'investisseurs « connaissant » l'entreprise en accroissant notamment les commissions des courtiers sur ce titre. Angel modélise alors cette relation comme une fonction linéaire du tick T, telle que :

$$q_k = q_0 + \alpha_1 T \qquad (106)$$

avec q_0 : fraction des investisseurs qui voudraient investir dans l'entreprise si le tick est infiniment petit.

Dans les travaux d'Amihud et Mandelson (1986), l'impact du spread bid-ask sur les rentabilités observées est croissant et concave, presque linéaire. L'augmentation du taux de rentabilité exigé γ est supposée alors proportionnelle au spread bid-ask relatif S, lui-même fonction linéaire du tick T :

$$\gamma = \alpha_0 S \qquad (107)$$

$$S = S_0 + \alpha_2 T \qquad (108)$$

Un dirigeant souhaitant minimiser la part du coût du capital r qui résulte de la somme de ces frictions sur le marché, devrait alors minimiser l'expression suivante, sous contrainte que $T > 0$:

$$r = r_F + \beta(r_M - r_F) + \left(\frac{1-q_0+\alpha_1 T}{q_0+\alpha_1 T}\right) x_k \delta \sigma_k^2 + \alpha_0 (S_0 + \alpha_2 T) \qquad (109)$$

avec r_F : le taux de rentabilité de l'actif sans risque

r_M : le taux de rentabilité du marché

β : le beta des titres de l'entreprise, $\frac{cov(r;r_M)}{var(r_M)}$.

Ces frictions et le taux r sont minimisées pour une valeur du tick T^* telle que :

$$T^* = \frac{\sqrt{\alpha_1 x_k \delta \sigma_k^2 / \alpha_0 \alpha_2} - q_0}{\alpha_1} \qquad (110)$$

L'analyse de la dérivée partielle montre qu'une entreprise déjà bien « visible », c'est-à-dire ayant une base large de l'actionnariat q_0, a un tick relatif optimal plus faible qu'une autre entreprise moins « visible ». Les entreprises bien connues avec un nombre important d'actionnaires devraient donc choisir un niveau de prix élevé pour leurs titres. Toutes choses égales par ailleurs, une entreprise plus risquée dans le sens d'une valeur de σ_k^2 plus élevée devrait avoir un tick plus élevé, de la même manière qu'une entreprise ayant une plus grande fraction de la valeur totale du marché x_k. Finalement, une aversion au risque accrue des investisseurs devrait mener elle-aussi à un pas de cotation relatif plus conséquent.

La principale limite du modèle, déjà soulevée dans le modèle original par Merton (1987), est son incapacité à expliquer les effets observés de la taille de l'entreprise. En effet, alors qu'Angel comme beaucoup d'autres observe empiriquement que les sociétés de grande taille ont des prix élevés et donc des ticks relatifs élevés, le modèle prédit l'inverse. L'auteur explique alors que ce problème provient du fait que seules des dérivées partielles sont utilisées, ce qui induit une perte d'information importante puisque toutes les autres variables sont figées. Les sociétés de grande taille ont généralement un risque idiosyncratique plus faible que les entreprises de plus petite taille, ainsi l'effet taille peut être absorbé par l'effet du risque sur le tick. De la même façon, on peut supposer que les grandes entreprises sont déjà bien connues, ainsi l'effet d'une valeur importante pour q_0 peut surpasser l'effet taille prédit par le modèle.

3.3. Résultats empiriques

Afin de tester les prédictions de son modèle, Angel récolte sur les bases du CRSP des données d'entreprises cotées au NYSE et à l'AMEX entre 1984 et 1993 et construit deux

échantillons. Le premier est constitué de 1160 entreprises ayant annoncé une division de nominal sur la période étudiée et le second est un échantillon de contrôle établit en faisant des paires d'entreprises similaires (même code SIC) au premier échantillon mais n'ayant pas divisé leurs titres.

L'auteur effectue alors la régression suivante sur ses données :

$$Price = \alpha + \beta_1 IdioRisk + \beta_2 Age + \beta_3 LogSize + \beta_4 NumAnalysts + \beta_5 RegInd \qquad (111)$$

avec $Price$: prix cible pour l'échantillon d'étude et prix au moment de la division pour les entreprises de l'échantillon de contrôle

$IdioRisk$: risque idiosyncratique de la société, variance des résidus du modèle de marché sur 60 mois avant la division

Age : durée depuis laquelle l'information est sur l'entreprise disponible sur la base de données du CRSP

$LogSize$: logarithme de la valeur comptable de l'entreprise, tirée de COMPUSTAT

$NumAnalysts$: nombre d'analystes suivant l'entreprise, tiré de « ZACKS »

$RegInd$: dummy variable d'industrie « régulée » ayant pour valeur 1 si l'entreprise a un code SIC entre 400 et 500.

Les résultats sont conformes aux prédictions en ce qui concerne le risque idiosyncratique de la société puisque le coefficient β_1 est négatif et significatif pour les deux échantillons. Une entreprise avec un risque élevé choisit donc un niveau de prix faible. L'âge de la société est utilisé comme proxy du nombre d'actionnaires qui la « connaissent ». Comme les entreprises déjà bien visibles doivent choisir un niveau de prix plus élevé, le coefficient β_2 devrait être positif, ce qui est le cas dans les deux échantillons. Le nombre d'analystes est un autre proxy du nombre d'investisseurs connaissant l'entreprise mais les résultats pour cette variable ne sont pas significatifs. Quant au coefficient β_3 de $LogSize$, la taille de l'entreprise, il est positif et significatif, contrairement à ce que prédit la dérivée partielle du modèle. Les entreprises de grande taille ont donc tendance à choisir des niveaux de prix plus élevés même après avoir contrôlé avec d'autres variables explicatives. L'auteur conclue alors sur la nécessité d'un meilleur proxy pour le nombre d'investisseurs connaissant

la société et désireux d'y investir, $LogSize$ pouvant capter d'autres aspects de cette valeur, au delà de l'âge et du nombre d'analystes. Enfin, il est intéressant de remarquer que l'ajustement du modèle en termes de R^2 est meilleur pour l'échantillon d'entreprises ayant divisé leurs titres que pour l'échantillon de contrôle (50,18% contre 34,47%). Ce qui indique que ces variables ont un impact important dans le choix du prix cible lors de la mise en place d'une division de nominal.

4. Prix unitaire des titres et clientèle d'investisseurs de l'entreprise : le modèle de Fernando, Gatchev et Spindt (2004)

Les deux premiers articles étudiés dans ce chapitre mettent en évidence l'importance de la structure de l'actionnariat d'une entreprise et de la répartition entre investisseurs institutionnels ayant les moyens de prendre le contrôle de la société et les autres investisseurs individuels n'ayant pas financièrement cette opportunité. Le troisième article traite quant-à-lui du rôle du tick et des divisions de nominal plus particulièrement dans la relation entre prix des titres et la taille de l'actionnariat. D'autres auteurs se sont alors récemment attachés à étudier les moyens ou leviers d'action permettant aux managers d'influencer cette répartition au profit de l'une ou l'autre des deux catégories d'actionnaires, comme Fernando, Gatchev et Spindt (2004). Ils ont repris les travaux d'Angel et les ont étendu en distinguant les deux populations d'investisseurs et en tenant compte de l'influence du contrôle des institutionnels dans leur modèle.

4.1. hypothèses et objectifs

Les auteurs développent dans leur article un modèle relativement simple dans lequel les dirigeants décident de « gérer » le niveau de prix des actions de leur entreprise, en divisant les titres. Ils opèrent un arbitrage entre les bénéfices extraits du contrôle des investisseurs institutionnels et l'intérêt d'une base élargie et dispersée de l'actionnariat. Ainsi, les entreprises anticipant de faibles gains issus du contrôle d'investisseurs institutionnels et visant à attirer les investisseurs individuels par le biais des courtiers choisissent un niveau de prix unitaire relativement faible, et inversement pour les sociétés prévoyant des gains substantiels du contrôle des institutionnels. Le type d'actionnariat de l'entreprise est donc en quelque sorte conditionné par le prix unitaire des titres.

Leur modèle implique que les sociétés avec un niveau de prix élevé sont de meilleure qualité que les sociétés avec un niveau de prix plus faible. Il implique aussi que cette qualité est plus persistante dans le temps et que ces sociétés choisissent ainsi des prix après division des titres plus élevés. En outre, leurs résultats empiriques tendent à confirmer leur hypothèse que le niveau de prix des actions est déterminé de façon endogène en se basant sur le type de clientèle visée et la répartition entre individuels et institutionnels.

4.2. le modèle

Soit une entreprise particulière dans l'économie avec seulement une part de la population d'investisseurs connaissant cette société. Il existe deux types d'investisseurs dans la population, les institutionnels I dont une part q_I (normalisée par la population totale) investit dans le capital de l'entreprise, et les particuliers R. Les investisseurs institutionnels ont la capacité de contrôler la société et d'en augmenter la valeur de cette façon. La valeur marginale du contrôle est alors notée γ et la part possédée par les investisseurs institutionnels est supposée non-décroissante avec la valeur marginale du contrôle, soit $\frac{\partial q_I(\gamma)}{\partial(\gamma)} \geq 0$. Ainsi le nombre d'investisseurs institutionnels faisant partie de la clientèle d'investisseurs de l'entreprise augmente avec les bénéfices espérés du contrôle.

Dans la même optique que Merton (1987) puis Angel (1997), les auteurs supposent que la rentabilité espérée du titre diminue avec l'expansion de la base de l'actionnariat, toutes choses égales par ailleurs. Comme l'observent dans leurs travaux Brennan et Hugues (1991) notamment, un moyen de faire croître la clientèle d'investisseurs de l'entreprise est de réduire le prix unitaire des titres. Les auteurs reprennent alors l'expression de la proportion de la population d'investisseurs individuels clients de la société selon Angel (1997) et la modifient telle que, normalisée encore une fois par la population totale d'investisseurs, $q_R = \alpha_1/P$. P représente le prix unitaire de l'action de l'entreprise et $\alpha_1 > 0$ le paramètre de « familiarité », mesurant l'effet du changement de niveau de prix du titre sur la connaissance de l'action par la population d'investisseurs particuliers. Dans ce cadre, α_1 peut être appréhendé comme une mesure de l'efficacité des efforts entrepris par les courtiers pour négocier ces titres suite à la baisse du prix. En outre, la proportion θ_I d'institutionnels actionnaires de la société peut s'écrire telle que :

$$\theta_I = \frac{q_I(\gamma)}{q_I(\gamma)+q_R(P)} = \frac{q_I(\gamma)}{q_I(\gamma)+(\alpha_1/P)} \qquad (112)$$

On peut déjà observer à partir de l'expression (112) que la proportion θ_I d'institutionnels dans le capital de la société augmente avec la valeur marginale du contrôle et le niveau de prix unitaire des actions, mais diminue avec le paramètre de familiarité α_1.

Les coûts de transactions affectent cependant la liquidité des titres. Le taux de rentabilité exigé par les actionnaires de la société s'accroit alors avec l'illiquidité du marché de l'action. Les auteurs développent ainsi les modèles de Merton (1991) et Angel (1997) en introduisant les deux catégories d'investisseurs pour prendre en compte leurs effets distincts sur le taux de rentabilité attendu, et en particulier l'impact du contrôle des institutionnels. Ils aboutissent à l'expression suivante du taux de rentabilité attendu pour l'entreprise :

$$r = r_F + \beta(r_M - r_F) + \left(\frac{1-q}{q}\right) x\delta\sigma^2 + T(P) - M(\theta_I, \gamma) \qquad (113)$$

avec r_F : le taux de rentabilité de l'actif sans risque

r_M : le taux de rentabilité du marché

β : le beta des titres de l'entreprise, $\frac{cov(r;r_M)}{var(r_M)}$

q : taille relative de la base de l'actionnariat de la société, $q = q_I + q_R$

x : poids de l'entreprise dans le portefeuille des investisseurs, proportionnel au taux de rentabilité r

δ : coefficient d'aversion au risque des investisseurs

σ^2 : risque systématique de l'entreprise

$T(P)$: augmentation de la rentabilité attendue en raison des coûts de transaction, $T(P) = \alpha_2/P$, avec α_2 le paramètre des coûts de transaction

$M(\theta_I, \gamma)$: effet du contrôle capté par la rentabilité exigée des actionnaires, les auteurs posent $M(\theta_I, \gamma) = \gamma\theta_I$ pour tenir compte du fait que la proportion d'action détenues par les institutionnels et la valeur marginale du contrôle affectent positivement les bénéfices du contrôle, ceux-ci affectant négativement la rentabilité requise.

En remplaçant θ_I par son expression (112) et $T(P)$ et $M(\theta_I, \gamma)$ par leurs valeurs dans (113), on obtient :

$$r = r_F + \beta(r_M - r_F) + \left(\frac{1-q_I(\gamma)+(\alpha_1/P)}{q_I(\gamma)+(\alpha_1/P)}\right) x\delta\sigma^2 + (\alpha_2/P) - \gamma\frac{q_I(\gamma)}{q_I(\gamma)+(\alpha_1/P)} \qquad (114)$$

Finalement, le dirigeant de l'entreprise choisit le prix P^* qui minimise la rentabilité exigée par les actionnaires r, tel qu'après minimisation :

$$P^* = \alpha_1\alpha_2 \Big/ -\alpha_2 q_I(\gamma) + \sqrt{\alpha_1\alpha_2(x\delta\sigma^2 - \gamma q_I(\gamma))} \qquad (115)$$

On constate alors à partir de (115) que le prix unitaire du titre P augmente avec le paramètre du contrôle γ et la part des institutionnels dans le capital de la société q_I. En d'autres termes, un accroissement de la valeur marginale du contrôle entraine une augmentation du niveau de prix unitaire des actions et de la part des investisseurs institutionnels dans le capital en conséquence. P augmente aussi avec le paramètre de familiarisation α_1 et avec α_2, le revenu des transactions des mainteneurs de marchés s'élevant avec α_2 quel que soit le prix. Enfin P diminue avec l'accroissement du risque systématique de l'entreprise.

4.3. résultats empiriques

Les trois auteurs établissent alors un échantillon de 8015 entreprises cotées sur le NYSE, l'AMEX ou le Nasdaq ayant annoncé une division de nominal entre 1927 et 2003 et dont les informations sont disponibles sur les bases du CRSP. Ils régressent alors les 924 rentabilités mensuelles de cinq portefeuilles selon quatre facteurs, les trois facteurs de Fama-French et le facteur de momentum[36]. Les cinq portefeuilles sont formés par les quintiles sur la base du niveau de prix préféré de chaque entreprise, tel que révélé par le niveau de prix atteint par la division. Pour les entreprises ayant opéré plus d'une opération de division sur la période d'étude, un prix moyen est calculé.

Les résultats des régressions montrent que les portefeuilles d'entreprises ayant divisé leurs titres ont une constante plus importante et significative qu'un échantillon de contrôle

[36] Cf. chapitre 2,2.2, le modèle à quatre facteurs y est présenté dans l'étude de Boheme (2001).

n'ayant pas divisé. Ces entreprises ont donc une rentabilité en excès par rapport à la rentabilité requise calculée par le modèle à quatre facteurs. Plus précisément, les portefeuilles d'entreprises avec un prix après division « élevé » obtiennent une constante de régression de valeur plus élevée que les portefeuilles d'entreprises avec un prix après division plus faible. Ceci suggère que les entreprises avec une préférence pour un niveau de prix élevé des leurs actions ont une rentabilité en excès plus importante et sont de meilleure qualité que les entreprises visant un niveau de prix plus faible.

Les quatre articles et les modélisations respectives étudiées dans ce chapitre mettent en évidence l'importance de la structure de l'actionnariat d'une entreprise et de la répartition entre investisseurs individuels aux possibilités financières limitées et investisseurs institutionnels susceptibles de contrôler la société, d'influencer les décisions managériales et d'améliorer sa valeur. L'intervention de tels investisseurs institutionnels peut en effet améliorer la valeur de l'entreprise mais leur présence et la taille de la part qu'ils détiennent dans le capital peut détériorer la liquidité des actions. Le choix de l'introduction en bourse répond donc à une stratégie définie par les dirigeants et les actionnaires initiaux de l'entreprise, les intérêts étant différents selon les parties prenantes et le but recherché lors de l'introduction.

Cependant, l'entreprise vise généralement la participation des deux catégories dans des proportions différentes, les institutionnels en tant que « véritables partenaires » et les particuliers assurant la liquidité en constituant le flottant (Sentis, 2005). Trois buts principaux ressortent de la littérature selon Sentis (2005): le besoin de financement, l'amélioration de la notoriété et le retrait de certains actionnaires, souvent les capital-risqueurs. Le retrait des actionnaires d'origine est constitué par les sessions d'actions qu'ils consentent lors de l'introduction. Les résultats de Broye et Schatt (2003) sur le marché français montrent d'ailleurs que ces cessions sont largement conditionnées par les conditions de marché et/ou les opportunités de croissance, en tenant compte des risques de perte du contrôle et des gains privés qu'il procure aux actionnaires d'origine, comme de la possibilité d'engranger des liquidités en cas de conditions de marché favorables. Ainsi on retrouve encore une fois cette sorte d'antagonisme entre la performance issue du contrôle et la liquidité des titres, selon la composition, la taille de l'actionnariat et la présence d'actionnaires « de contrôle ».

Il apparait en outre qu'un levier d'action sur cette structure de l'actionnariat pour les dirigeants peut être de faire varier et de « gérer » le niveau de prix des actions sur le marché par l'intermédiaire notamment des divisions/multiplications de nominal, en décidant de leur timing et de leur ampleur. C'est-à-dire qu'il choisit d'une part le moment et les conditions de marché préférentielles pour annoncer l'opération et d'autre part il détermine la valeur du facteur de division des titres et donc du niveau de prix cible. Ces hypothèses servent de base à la modélisation théorique de notre hypothèse d' « ajustement de l'actionnariat par les prix », développée au chapitre suivant.

CHAPITRE 9 : *UN MODELE THEORIQUE EXPLIQUANT L'INFLUENCE DES MODIFICATIONS DE NOMINAL SUR LA STRUCTURE DE l'ACTIONNARIAT*

A la lumière des différents articles étudiés dans le chapitre précédent et des modèles théoriques afférents, il parait possible d'envisager un modèle d' « ajustement de l'actionnariat par les prix » dans lequel le dirigeant de l'entreprise détermine le niveau de prix optimal de ses actions afin d'agir sur la géographie de son capital. Ce niveau de prix permet dans une certaine mesure d'ajuster la composition de l'actionnariat de la société en facilitant l'accès ou non du titre aux individuels notamment.

En effet, les travaux de Mello et Parsons (1998) mettent en avant l'intérêt pour le dirigeant de gérer activement la structure de son actionnariat et la répartition entre individuels passifs et institutionnels actifs. Ainsi celui-ci vise un équilibre entre l'intérêt de l'impact du contrôle des investisseurs institutionnels sur la valeur de la société d'une part, et les bénéfices d'une base plus large de l'actionnariat en termes de liquidité et de rentabilité exigée par les actionnaires d'autre part.

Cette modélisation relativement simple se base sur le modèle à information incomplète de Merton (1987) et ses extensions, tout d'abord d'Angel (1997) puis de Fernando, Gatchev et Spindt (2004). Elle tient compte en outre de certaines spécificités du marché boursier français et des effets mis en lumière dans les deux modèles d'introduction en bourse étudiés au chapitre précédent.

1. <u>Hypothèses du modèle</u>

Notre modélisation théorique suppose tout d'abord que la population d'investisseurs se divise en deux catégories distinctes ayant des objectifs d'investissement et des caractéristiques différents. Tandis que les institutionnels sont traditionnellement attirés par la valeur qu'ils peuvent ajouter en contrôlant l'entreprise, l'hypothèse avancée ici concernant les individuels trouve son originalité dans le fait que ces derniers sont supposés directement sensibles au prix unitaire des titres. L'impact de la variation de prix sur la rentabilité exigée est ensuite étudié et intégré de manière semblable à Angel (1997), tout comme l'effet du contrôle des investisseurs institutionnels dans le même ordre d'idée que Fernando, Gatchev et Spindt (2004).

1.1. La population d'investisseurs

Dans la modélisation de Merton (1987), la population d'investisseurs est réduite à une seule variable q représentant la fraction du nombre total d'investisseurs de l'économie connaissant une entreprise particulière et investissant dans son capital. Nous supposons ici que ceux-ci sont séparés en deux populations distinctes de telle sorte que : $q = q_p + q_i$, où q_p représente la part des investisseurs particuliers et q_i la part des institutionnels parmi la population totale des investisseurs dans l'économie.

1.1.1. Les investisseurs particuliers et la sensibilité au prix unitaire

Soit q_p la part des investisseurs individuels investissant dans une entreprise particulière sur le marché. Ceux-ci ne sont pas supposés significativement sensibles à la valeur relative du tick ou au montant des coûts de transactions mais davantage à la valeur unitaire des titres. D'une part, sur le marché français, la structure des coûts de transactions est libre et davantage relative au montant total échangé qu'au nombre de titres. D'autre part, cette catégorie d'investisseurs, contrairement aux institutionnels, possède des possibilités financières limitées et une contrainte forte de budget à allouer à l'achat de titres boursiers. Un niveau de prix relativement faible peut alors leur faciliter l'accès à un titre par rapport à un autre aux caractéristiques similaires. Ainsi, la part des individuels décidant d'investir dans le capital de l'entreprise dépend, toutes choses égales par ailleurs, du niveau de prix p affiché des actions et donc de la somme minimale nécessaire pour s'en procurer (au regard des quotités de négociation) de telle sorte que, sous condition que $p > 0$:

$$q_p = q_{p0} + {}^{\alpha_1}/_{p} \qquad (116)$$

avec q_{p0} : part des investisseurs individuels investissant dans l'entreprise quel que soit le niveau de prix unitaire des actions

p : niveau de prix des actions $(p > 0)$

α_1 : paramètre de facilitation d'accès au titre pour les individuels, c'est-à-dire le degré avec lequel ceux-ci réagissent à la baisse de niveau de prix de l'action ou en d'autres termes le degré avec lequel le prix constitue une barrière pour les individuels.

On peut remarquer d'une part que cette expression (116) est très proche de l'expression (106) d'Angel, le tick relatif se calculant simplement en divisant le tick effectif par le prix de l'action. D'autre part, elle ajoute uniquement le terme q_{p0} à l'expression de Fernando, Gatchev et Spindt, ce terme représentant la part des individuels non-sensibles au niveau de prix unitaire et investissant dans l'entreprise quel que soit ce niveau. Il s'agit en fait de la part n'étant pas soumise à une contrainte de budget ou déjà en possession d'actions de la société.

Une telle définition de l'expression de la part d'individuels connaissant les titres de la société et y investissant suppose en outre, comme on le peut le voir sur la représentation graphique ci-après, que la relation entre la part des individuels q_p et le niveau de prix p n'est pas linéaire mais convexe et décroissante ($\frac{dq_p}{dp} < 0$, $\frac{d^2q_p}{dp} > 0$) sur l'intervalle pertinent où p est positif. Ainsi, si le niveau de prix p est très élevé, seule une petite part q_{p0} des investisseurs individuels entre dans le capital de l'entreprise, bien que la part des investisseurs désireux d'y entrer soit plus importante. Le prix relativement élevé du titre constitue pour eux une barrière à l'entrée dans le capital de la société d'autant plus forte que leur contrainte budgétaire est importante ou que le prix unitaire lui-même est élevé. A l'inverse, si le niveau de prix est très faible voir infinitésimal[37], alors la valeur de q_p se rapproche de sa valeur maximale, correspondant à une situation dans laquelle tous les investisseurs particuliers connaissant la société y investissent sans aucune barrière budgétaire, c'est-à-dire la situation de départ du modèle de Merton.

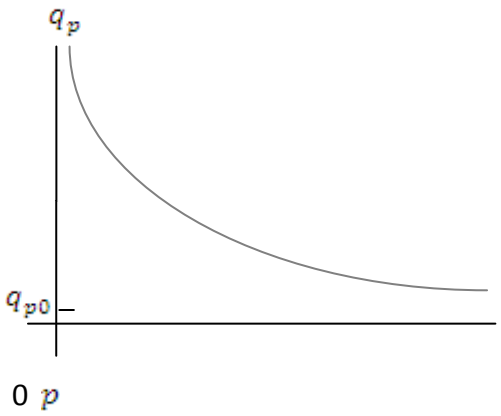


Figure 5 : graphique de q_p en fonction de p

[37] ces titres dont le niveau de prix est très bas sont communément appelés des « penny stocks ».

1.1.2. Les investisseurs institutionnels et la sensibilité à la valeur marginale du contrôle

Soit q_i la part des investisseurs institutionnels connaissant l'entreprise considérée et investissant dans son capital. Les institutionnels, contrairement aux investisseurs particuliers, ne sont pas soumis à une contrainte de budget et sont surtout sensibles au contrôle qu'ils peuvent appliquer sur la société et à la valeur marginale de celui-ci. En effet, ces derniers sont en mesure d'acquérir une part suffisamment importante des actions de l'entreprise pour influer sur ses décisions managériales et en augmenter la valeur future. De telle sorte que les institutionnels peuvent réaliser un gain en se procurant les titres à un prix inférieur à celui qu'ils sont susceptibles de les revendre ultérieurement, après en avoir accru la valeur par leur contrôle. Pour simplifier, la part q_i est supposée croissante proportionnellement avec la valeur marginale du contrôle de l'entreprise, telle que :

$$q_i = q_{i0} + \alpha_2 \gamma \qquad (117)$$

avec q_{i0} : part des investisseurs institutionnels investissant dans l'entreprise quel que soit la valeur marginale du contrôle, c'est-à-dire les institutionnels déjà dans le capital de la société

γ : paramètre de valeur marginale du contrôle de l'entreprise, gain que peuvent percevoir les institutionnels de par leur action dans la société $(\gamma \geq 0)$

α_1 : degré de réaction des institutionnels à une variation de la valeur marginale du contrôle.

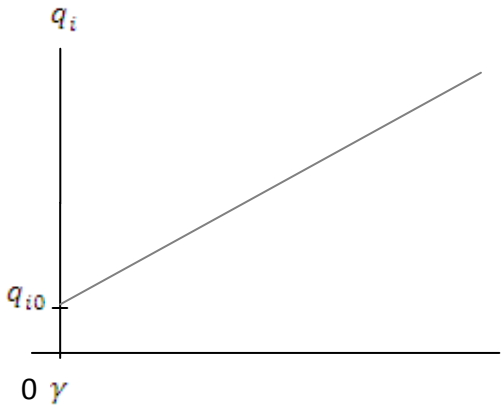


Figure 6 : graphique de q_i en fonction de γ

La part q_i est maximale lorsque le bénéfice espéré du contrôle pour les institutionnels est maximal, comme on peut le voir sur le graphique ci-dessus. Dans ce cas extrême, la situation serait telle que la valeur de l'entreprise serait au plus bas alors qu'une « bonne gestion » pourrait la valoriser très significativement, l'investissement n'en serait que plus intéressant pour des institutionnels actifs. Inversement, si γ est très faible, voire nul, l'intérêt de la prise de contrôle pour influencer activement les décisions managériales devient négligeable. En outre, la valeur marginale du contrôle est supposée positive ou nulle mais ne peut être négative. Aucun investisseur ne pourrait prendre sciemment la décision d'agir de telle sorte qu'il diminue la valeur de l'entreprise et de son investissement. Il préfère logiquement dans ce cas ne pas intervenir pour conserver au moins la valeur actuelle ou revendre ses parts et investir dans une autre société ou son action peut lui être bénéfique.

1.2. L'impact de la part relative des investisseurs dans le capital de la société par rapport à la population totale d'investisseurs

Comme cela est mentionné dans le chapitre précédent, le modèle initial de Merton (1987) suppose que la fraction q des investisseurs qui connaissent l'entreprise et investissent dans ses actions est inférieure au nombre total d'investisseurs. Nous supposons alors de la même manière que ceci entraine une augmentation λ du taux de rentabilité exigé, aussi fonction de la taille de l'entreprise et de son risque idiosyncratique, tel que :

$$\lambda = \left(\frac{1-q}{q}\right) x\delta\sigma^2 \qquad (118)$$

avec x : poids de l'entreprise dans le portefeuille de marché

δ : coefficient d'aversion au risque commun à tous les investisseurs

σ^2 : risque systématique de l'action

q : fraction de la population totale d'investisseurs qui investit dans l'entreprise,

$$q = q_p + q_i = q_{p0} + {}^{\alpha_1}/_{p} + q_{i0} + \alpha_2\gamma.$$

1.3. L'impact de la variation de l'écart bid-ask relatif (spread)

Bien que jusqu'à une période récente le tick n'était pas fixe en France mais constitué de quatre paliers successifs, Angel (1997) montre dans son article, lorsqu'il étudie les

disparités nationales en terme de règlementation relative au pas de cotation, que cette spécificité sur ce marché atténue d'une certaine manière l'effet d'une baisse de prix sur le tick relatif et donc sur l'écart Bid-Ask mais ne le fait pas disparaitre. Ses résultats indiquent même que bien que les règles soient différentes d'un pays à l'autre (d'un seul pas de cotation aux Etats-Unis par exemple à 10 paliers successifs à Hong-Kong), le tick relatif, en pourcentage du prix de l'action, reste très stable au niveau international. Ainsi, dans la lignée des travaux d'Amihud et Mandelson (1986) et de leur développement par Angel (1997), l'impact de l'écart Bid-Ask sur le taux de rentabilité requis est supposé être une fonction croissante et linéaire du spread. L'augmentation du taux de rentabilité exigé γ est proportionnelle au spread bid-ask relatif S, telle que:

$$\tau = \alpha_0 S \qquad (119)$$

Dans la modélisation du « tick optimal » d'Angel (1997), le spread relatif S est lui-même une fonction linéaire du tick. Or le tick est une fonction inverse du niveau de prix, il est donc possible de réécrire l'expression du spread relatif en fonction du niveau de prix, telle que :

$$S = S_0 + \alpha_3/p \qquad (120)$$

Si bien que :

$$\tau = \alpha_0(S_0 + \alpha_3/p) \qquad (121)$$

1.4. <u>L'impact du contrôle de la société par les investisseurs institutionnels</u>

Dans le modèle de Maug (1998) analysé dans le chapitre 8, la présence d'un investisseur institutionnel actif disposant de suffisamment de titres pour contrôler l'entreprise permet de réduire l'incertitude des autres investisseurs particuliers quant aux cash flows futurs de la société. En effet, la présence d'un tel investisseur et son action garantissent que la valeur future de l'entreprise sera élevée (H), alors que dans le cas contraire sa valeur peut rester basse (L), et ils restent incertains entre H et L. En d'autres termes, le contrôle des investisseurs institutionnels accroit l'espérance de la valeur future de l'entreprise tout en diminuant sa variance, ce qui fait logiquement diminuer le taux de rentabilité exigé par les actionnaires.

Comme dans le modèle de Fernando, Gatchev et Spindt (2004), l'effet du contrôle de l'entreprise par les institutionnels est supposé en partie capté par le taux de rentabilité requis si bien que celui-ci est diminué de μ. μ est alors fonction de la proportion θ_I d'investisseurs institutionnels dans le capital de l'entreprise par rapport aux individuels (une proportion suffisante étant nécessaire pour que le contrôle soit possible et efficace) mais aussi de γ la valeur marginale du contrôle. Comme γ figure déjà dans l'expression de la part des institutionnels dans le capital de la société, on peut écrire l'expression de μ telle que :

$$\mu = \alpha_4 \theta_I \qquad (122)$$

où :

$$\theta_I = \frac{q_I}{q_I + q_p} = \frac{q_{io} + \alpha_2 \gamma}{q_{io} + \alpha_2 \gamma + q_{po} + {}^{\alpha_1}/_{p}} \qquad (123)$$

2. Développement du modèle : optimisation et prix d'équilibre

Il est désormais possible d'écrire l'expression complète du taux de rentabilité exigé par les actionnaires en tenant compte de l'influence des différents paramètres étudiés et développés précédemment, afin de déterminer le niveau de prix d'équilibre p^*, c'est-à-dire le niveau de prix optimal permettant de minimiser le taux de rentabilité requis.

2.1. L'expression modifiée du taux de rentabilité requis par les actionnaires

L'expression du taux de rentabilité exigé par les actionnaires de la société, en tenant compte des expressions (118) à (123) peut alors s'écrire telle que:

$$r = r_F + \beta(r_M - r_F) + \lambda + \tau - \mu \qquad (124)$$

avec r_F : taux de rentabilité de l'actif sans risque

r_M : taux de rentabilité du marché

β : beta des titres de l'entreprise, $cov(r; r_M)/var(r_M)$

λ : impact de la part relative des investisseurs de la société par rapport au nombre total d'investisseurs sur le marché

τ : impact dû à la variation de l'écart bid-ask relatif

μ : impact dû au contrôle par les institutionnels.

En développant (124), on obtient l'expression suivante :

$$r = r_F + \beta(r_M - r_F) + \left[\frac{1-(q_{p0}+{}^{\alpha_1}/_{p}+q_{i0}+\alpha_2\gamma)}{q_{p0}+{}^{\alpha_1}/_{p}+q_{i0}+\alpha_2\gamma}\right] x\delta\sigma^2 + \alpha_0(S_0 + \alpha_3/p) - \alpha_4\left(\frac{q_{i0}+\alpha_2\gamma}{q_{i0}+\alpha_2\gamma+q_{p0}+{}^{\alpha_1}/_{p}}\right) \quad (125)$$

2.2. <u>Optimisation: dérivée partielle en fonction du niveau de prix</u>

Le dirigeant de l'entreprise vise logiquement à minimiser la rentabilité exigée par ses actionnaires. Il peut mettre en place une division de nominal de ses actions et choisit donc *ceteris paribus*, le niveau de prix p^* qui minimise r. Cette minimisation se traduit par le calcul de la dérivée partielle du taux de rentabilité r en fonction du niveau de prix p. Les dérivations nécessaires sont les suivantes :

$$\frac{\partial r}{\partial(p)} = \left[\frac{\alpha_1}{\left(p\left(q_{p0} + q_{i0} + \alpha_2\gamma\right) + \alpha_1\right)^2}\right] x\delta\sigma^2 - \frac{\alpha_0\alpha_3}{p^2} - \frac{\alpha_1\alpha_4(q_{i0} + \alpha_2\gamma)}{\left(p\left(q_{p0} + q_{i0} + \alpha_2\gamma\right) + \alpha_1\right)^2}$$

$$\frac{\partial r}{\partial(p)} = \left[\frac{\alpha_1\left(1-\alpha_4(q_{i0}+\alpha_2\gamma)\right)}{\left(p\left(q_{p0}+q_{i0}+\alpha_2\gamma\right)+\alpha_1\right)^2}\right] x\delta\sigma^2 - \frac{\alpha_0\alpha_3}{p^2} \qquad (126)$$

2.3. <u>Le prix d'équilibre</u>

Le prix d'équilibre, minimisant le taux de rentabilité exigé r, est le prix p^* tel que la dérivée partielle de r en p est nulle, sous la condition que $p > 0$. En effet, le prix des actions ne peut pas être négatif. Ainsi, en posant $\frac{\partial r}{\partial(p)} = 0$ et en isolant p , on obtient:

$$\frac{\partial r}{\partial(p)} = \left[\frac{\alpha_1\left(1 - \alpha_4(q_{i0} + \alpha_2\gamma)\right)}{\left(p\left(q_{p0} + q_{i0} + \alpha_2\gamma\right) + \alpha_1\right)^2}\right] x\delta\sigma^2 - \frac{\alpha_0\alpha_3}{p^2} = 0$$

$$\equiv \quad \left[\frac{\alpha_1\left(1 - \alpha_4(q_{i0} + \alpha_2\gamma)\right)}{\left(p\left(q_{p0} + q_{i0} + \alpha_2\gamma\right) + \alpha_1\right)^2}\right] x\delta\sigma^2 = \frac{\alpha_0\alpha_3}{p^2}$$

$$\equiv \quad \sqrt{\left[\frac{\alpha_1\left(1 - \alpha_4(q_{i0} + \alpha_2\gamma)\right)}{\left(p\left(q_{p0} + q_{i0} + \alpha_2\gamma\right) + \alpha_1\right)^2}\right] x\delta\sigma^2} = \frac{\sqrt{\alpha_0\alpha_3}}{p}$$

$$\equiv \quad \frac{\sqrt{\alpha_1\left(1 - \alpha_4(q_{i0} + \alpha_2\gamma)\right)x\delta\sigma^2}}{p\left(q_{p0} + q_{i0} + \alpha_2\gamma\right) + \alpha_1} = \frac{\sqrt{\alpha_0\alpha_3}}{p}$$

$$\equiv \quad p\sqrt{\alpha_1\big(1-\alpha_4(q_{i0}+\alpha_2\gamma)\big)x\delta\sigma^2} = p\sqrt{\alpha_0\alpha_3}\big(q_{p0}+q_{i0}+\alpha_2\gamma\big)+\alpha_1\sqrt{\alpha_0\alpha_3}$$

$$\equiv \quad p\left[\sqrt{\alpha_1\big(1-\alpha_4(q_{i0}+\alpha_2\gamma)\big)x\delta\sigma^2}-\sqrt{\alpha_0\alpha_3}\big(q_{p0}+q_{i0}+\alpha_2\gamma\big)\right]=\alpha_1\sqrt{\alpha_0\alpha_3}$$

$$\equiv \quad \boxed{p^* = \frac{\alpha_1\sqrt{\alpha_0\alpha_3}}{\sqrt{\alpha_1\big(1-\alpha_4(q_{i0}+\alpha_2\gamma)\big)x\delta\sigma^2}-\sqrt{\alpha_0\alpha_3}\big(q_{p0}+q_{i0}+\alpha_2\gamma\big)} \qquad (127)}$$

3. Conséquences et limites du modèle

A partir de l'expression (127) issue de la dérivée partielle de r en fonction de p, il est possible de déterminer comment les autres variables et paramètres font évoluer le prix d'équilibre p^*. En outre, cette modélisation partage la même limite que le modèle original de Merton (1987) et les extensions d'Angel (1997) et de Fernando, Gatchev & Spindt (2004).

3.1. Les conséquences du modèle

L'expression (127) implique que le niveau de prix des actions sur le marché augmente avec α_1, le paramètre de facilitation d'accès au titre pour les individuels. Plus les investisseurs particuliers sont sensibles à une diminution de prix et y réagissent, moins celle-ci nécessite d'être importante pour les attirer dans le capital de l'entreprise et élargir la base de l'actionnariat. De la même manière, p augmente avec α_0 et α_3. Ceci implique *ceteris paribus* que plus l'impact du spread relatif sur la rentabilité exigée par les actionnaires est important, plus le niveau de prix optimal est élevé (et plus le spread relatif est faible). En ce qui concerne l'influence des investisseurs institutionnels, le prix d'équilibre augmente avec γ, le paramètre de valeur marginale du contrôle ainsi qu'avec q_{i0}, α_2 et α_4. Plus la part des institutionnels est importante, plus le contrôle qu'ils peuvent appliquer sur l'entreprise peut en accroitre la valeur et plus l'impact sur le taux de rentabilité requis par les actionnaires est important, plus le prix est élevé. Enfin, on remarque que le prix d'équilibre augmente aussi avec $(q_{p0}+q_{i0})$, c'est-à-dire avec la part q des investisseurs initialement dans le capital de la société. Comme le remarque Angel (1997), ceci indique qu'une entreprise déjà très « visible », avec une base de l'actionnariat déjà suffisamment large, choisit un niveau de prix supérieur à une entreprise dont la base de l'actionnariat est plus étroite et désireuse

d'attirer de nouveaux actionnaires. Par contre, p^* diminue avec δ et σ^2. Une entreprise avec un risque systématique élevé devrait donc avoir un niveau de prix faible. Et une aversion au risque forte des actionnaires mène de la même manière à un niveau de prix bas.

3.2. Les limites

La limite principale de ce modèle est partagée avec le modèle original de Merton (1987) et ses différentes extensions dans la littérature. Sa faiblesse réside dans son incapacité à expliquer la relation observée empiriquement entre la taille de l'entreprise et son niveau de prix. Le modèle prédit en effet une relation inverse entre le niveau de prix des titres et la taille de l'entreprise. Or on constate généralement dans la réalité que cette relation agit dans le sens opposé à la prédiction. Comme l'ont déjà mentionné Merton et Angel, ce problème peut trouver son origine dans le fait que seules les dérivées partielles sont utilisées, ce qui induit une perte d'information importante puisque toutes les autres variables sont figées. De plus, l'effet taille peut être absorbé par l'effet du risque, les sociétés de grande taille ayant généralement un risque idiosyncratique plus faible que les entreprises de plus petite taille. Enfin, on peut supposer que les grandes entreprises ont une base déjà large de l'actionnariat, ce qui peut rendre négligeable ce curieux effet « taille ».

Quoi qu'il en soit, les limites du modèle soulevées ci-dessus n'enlèvent rien à la valeur des autres relations observées entre les variables. Dans ce cadre, les divisions/multiplications de nominal peuvent servir de levier d'action pour un dirigeant d'entreprise déjà contrôlée efficacement et dont la valeur s'est fortement appréciée par le passé, en ramenant le cours du titre à un niveau « optimal ». Ce niveau correspond à un prix qui facilite l'accès du titre aux investisseurs individuels. La conséquence est l'accroissement de la base de l'actionnariat et la diminution du taux de rentabilité exigé par les actionnaires, toutes choses égales par ailleurs. A l'inverse, le dirigeant d'une entreprise en situation plus difficile, dont le cours du titre s'est fortement déprécié en raison d'une mauvaise gestion notamment, peut décider de mettre en place une multiplication de nominal pour revaloriser le cours de son action et attirer d'avantage les investisseurs institutionnels susceptibles de reprendre en main l'entreprise et d'en accroitre significativement la valeur. Nos hypothèses étant posées, il s'agit maintenant d'aborder la partie empirique de nos travaux pour les tester sur nos données.

PARTIE EMPIRIQUE

Cette cinquième et dernière partie constitue la partie empirique de nos travaux. Le chapitre 10 développe la méthodologie employée pour les études d'évènement sur les rentabilités d'une part et les volumes de transactions d'autre part. Il est suivi du chapitre 11, qui présente quant-à-lui plus spécifiquement la méthodologie d'étude d'évènement conditionnel. Le chapitre 12 présente les données empiriques utilisées, les différents sous-échantillons et les résultats de premières études exploratoires sur ces données. Les chapitres 13 et 14 reprennent les différents résultats obtenus d'une part pour les études d'évènement et d'autre part pour les comparaisons d'échantillons et les autres études complémentaires. Les résultats dans leur ensemble sont discutés en conclusion.

CHAPITRE 10 : *METHODOLOGIE DES ETUDES D'EVENEMENT*

Dans ce chapitre, débutant la partie empirique de ce travail de thèse, sont abordées successivement la méthodologie d'étude d'évènement par les prix, ou plus précisément par les rentabilités des titres, et la méthodologie d'étude d'évènement par les volumes de transactions. Ces deux techniques assez proches sont présentées et étudiées pour être adaptées à nos données, tout comme les tests de signification qui y sont associés, paramétriques ou non-paramétriques. La méthodologie générale d'étude d'événement repose en outre sur deux hypothèses fondamentales. La première est l'hypothèse d'efficience du marché financier de FFJR (1969) qui suppose que les cours des titres réagissent instantanément et en moyenne à toute information publique. La seconde est l'hypothèse d'événement non anticipé (McWilliams et Siegel, 1997), c'est-à-dire que la rentabilité anormale observée lors de l'évènement est le résultat de la réaction du marché à ce même évènement.

1. Méthodologie pour les prix (ou rentabilités)

Les travaux pionniers en matière d'étude d'évènement ont déjà environs un demi-siècle (FFJR, 1969). Un très grand nombre d'études similaires a depuis vu le jour en cherchant à isoler l'impact spécifique d'un évènement parmi toutes les autres influences qui s'exercent simultanément sur le marché. Pour ce faire, l'idée centrale est de calculer pour chaque titre la différence entre le taux de rentabilité observé (RO) au moment de l'évènement et le taux de rentabilité « normal » (RN) attendu si l'évènement n'avait pas eu lieu. Cette différence est alors le taux de rentabilité anormal (RA) imputable à l'opération. Soit pour chaque titre i à une date t :

$$RA_{it} = RO_{it} - RN_{it} \quad (128)$$

Les rentabilités anormales sont observées sur la fenêtre d'évènement, tandis que les rentabilités normales sont calculées à partir d'un modèle dont les paramètres sont estimés sur la période d'estimation choisie. Ceci est représenté sur le schéma ci-après (figure 6). Bien que la période d'estimation précède généralement la fenêtre d'évènement dans la plupart des études de ce type, sur ce schéma et dans notre étude elle lui succède pour des raisons spécifiques à l'évènement étudié, les divisions/multiplications de titres. Les raisons

de ce choix méthodologique sont détaillées plus loin dans le paragraphe 1.4 relatif à l'estimation de la norme.

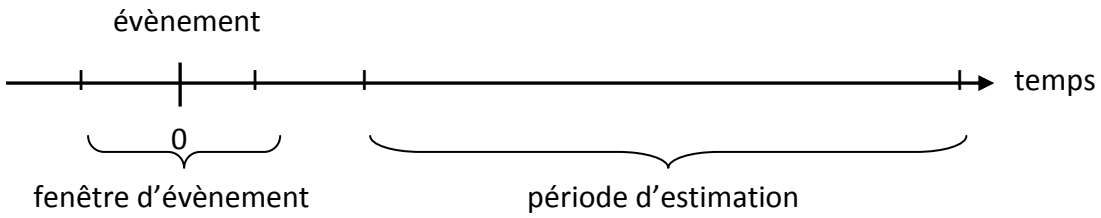


Figure 7 : période d'estimation et fenêtre d'évènement

1.1. Définition, lieu et impact de l'évènement

Dans le cadre de cette recherche, l'évènement étudié est bien entendu la division/multiplication de nominal d'une action sur le marché français. Ce type d'évènement a la spécificité de ne concerner qu'un titre particulier à la fois tandis que le même évènement arrive à plusieurs titres. Chaque évènement n'a donc logiquement d'impact que sur l'évolution du titre qui le subit. Mais cet évènement survenant pour plusieurs titres, on peut étudier globalement son impact moyen.

1.2. Date d'évènement

En général, deux dates sont prises en considération et peuvent être envisagées toutes deux comme la date de l'évènement. Il s'agit des dates d'annonce et de réalisation effective de l'opération, ou date d'exercice. La date d'annonce est la date à laquelle l'intention d'effectuer l'opération est divulguée pour la première fois au marché par l'équipe dirigeante de l'entreprise. Dans notre cas, il s'agit de la date de parution au BALO de la convocation à l'assemblée générale qui va voter la décision. Deux autres dates sont tout de même considérées, pouvant faire aussi office de date d'annonce : la date de l'Assemblée Générale et la date d'annonce de l'évènement à la presse. Cependant, la date d'Assemblée Générale est (presque) toujours ultérieure à la date d'annonce au BALO. Il ne s'agit donc pas de la première annonce, mais c'est à ce moment que la décision de diviser est définitivement prise puisque votée[38]. Ensuite, la date d'annonce à la presse est elle aussi très rarement antérieure à la date d'annonce au BALO, au contraire elle est souvent très proche de la date de réalisation. Il est possible en outre que la collecte d'information des

[38] Il faut remarquer qu'aucune proposition de division n'a été refusée en AG sur notre échantillon.

investisseurs (surtout les individuels) ne soit pas instantanée à la première annonce au BALO, plus facilement accessible aux investisseurs déjà actionnaires de l'entreprise, mais davantage aux autres annonces dans la presse financière notamment.

Quant à la date d'exercice, celle-ci ne devrait pas être pertinente dans le cas du test de l'hypothèse de signalement et de réaction du marché à l'annonce de l'évènement. En effet, c'est au moment de l'annonce que toute l'information privée des dirigeants, s'il en est, est divulguée. Néanmoins, une réaction des cours à cette date est très souvent constatée. De plus les dates d'annonce à la presse et de réalisation se confondent souvent et l'on constate que ces opérations sont presque toujours ré-annoncées le jour de leur exercice, sur les sites internet boursiers notamment. On peut donc penser que cette date peut constituer une dernière date d'annonce, en particulier pour une catégorie d'investisseurs peu ou mal informés que sont les individuels. Par contre, si l'on privilégie une réaction plutôt « mécanique » du marché à la variation de prix des titres dans le cadre des divisions/multiplications et de l'hypothèse d'ajustement des prix, l'intérêt de mesurer l'impact à cette date prend toute son importance.

En outre, l'étude se fait en temps évènementiel et non pas en temps calendaire ou civil. Les évènements survenant à des dates différentes, il convient de les analyser relativement à la date d'évènement. Ainsi l'origine du temps évènementiel est identique pour chaque titre (alors que l'origine du temps calendaire est différente). On comprend mieux alors l'importance d'un choix pertinent de la date d'évènement puisque celle-ci définit l'origine du temps évènementiel auquel on se réfère pour effectuer les études.

1.3. Calcul des rentabilités anormales

Les rentabilités anormales se calculent de la manière suivante, comme mentionné en début de chapitre, expression (128) :

$$RA_{it} = RO_{it} - RN_{it}$$

La rentabilité observée RO de chaque titre i à la date t est calculée ainsi, en temps continu, avec p_{it} le cours de l'actif i à la date t:

$$RO_{it} = ln\left({}^{p_{it}}/_{p_{it-1}}\right) \qquad (129)$$

Les valeurs manquantes peuvent constituer un problème pour l'estimation et il convient de les remplacer, par le cours précédant par exemple. Ceci qui peut se justifier par le fait que s'il n'y a pas de transactions nouvelles sur le titre, le cours ne varie pas. Elles représentent moins de 4%[39] des observations pour les 106 titres considérés dans notre étude sur une période de 8 ans. Il s'agit en outre principalement de dates auxquelles les entreprises n'étaient pas encore cotées et aucune valeur manquante ne figure ni dans la période d'estimation ni dans les différentes fenêtres d'évènement. Le problème des valeurs manquantes est donc ici évité. Quant aux taux de rentabilités « normaux » RN, ceux-ci sont estimés à partir d'un modèle décrivant l'évolution des rentabilités, présenté et expliqué dans le paragraphe suivant.

1.4. Estimation de la norme

Le modèle le plus couramment utilisé en étude d'évènement pour estimer la rentabilité normale est le modèle de marché linéaire uni-factoriel introduit par Sharpe (1963), comme une simplification opérationnelle du modèle de Markovitz (1952). Ce modèle exprime la rentabilité d'un titre en fonction de son risque et de l'évolution générale du marché tel que :

$$RN_{it} = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t \qquad (130)$$

avec R_{mt} : la rentabilité du marché.

Les paramètres du modèle sont en général estimés par les moindres carrés ordinaires sur une période relativement longue antérieure à l'évènement. Il n'existe pas de règle précise quant à la durée de la période d'estimation si ce n'est qu'elle doit être suffisamment longue pour décrire de manière satisfaisante le comportement des cours mais pas trop afin de conserver une certaine stabilité des paramètres. Cependant, comme de nombreux chercheurs mentionnent que les divisions de titres ont tendance à être effectuées après une période de forte hausse des cours, nous choisissons d'estimer les paramètres du modèle sur une période de 250 jours de bourse ultérieure à l'évènement[40] pour limiter les biais dus à cette observation (Brown, Goetzmann & Ross, 1995). La période d'estimation débute 20

[39] Notre échantillon de divisions compte 213301 observations de cours au total dont 8133 manquants.
[40] Les tests t de différence de moyenne et de Wilcoxon sur les rangs des β estimés avant et après l'opération figurent au chapitre 14.

jours après le jour de l'évènement. Les différentes études ont toutefois été menées en utilisant une période antérieure à l'évènement par soucis de robustesse. Les résultats obtenus sont similaires quoique moins significatifs.

Cette méthode repose en outre sur plusieurs hypothèses nécessaires pour que les estimateurs soient sans biais et efficaces. Elles consistent à supposer que le terme d'erreur ε_t suit un processus purement aléatoire de moyenne nulle et peuvent être résumées ainsi :

$E(\varepsilon_t) = 0$ pour tout t

$E({\varepsilon_t}^2) = \sigma^2$ pour tout t, ce qui correspond à l'hypothèse d'homoscédasticité

$E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ pour tout $t \neq s$, hypothèse d'absence d'auto corrélation.

On peut ajouter à ces trois hypothèses fortes l'hypothèse de normalité de la distribution de probabilités de l'erreur ε_t, non nécessaire à l'estimation sans biais des paramètres mais utile dans la conduite des tests de significativité ultérieurs. Sous ses hypothèses, on peut alors démontrer que :

$$\beta = \frac{cov(RN_{it}; R_{mt})}{var(R_{mt})} \quad \text{et} \quad \alpha = RN_{it} - \beta R_{mt}$$

Deux de ces hypothèses ne sont pas vérifiées dans le cadre de nos études. La normalité de la distribution des log-rentabilités est tout d'abord contestable. Généralement, la distribution empirique s'écarte légèrement de la loi normale en présentant un phénomène de leptokurtose avec des queues plus épaisses et décalées sur la gauche, ce qui correspond à un coefficient d'asymétrie ou skewness négatif (Brown & Warner, 1980, 1985). Cependant, en appliquant le théorème central limite, ceci ne devrait pas affecter la puissance des tests si le nombre d'observations est suffisamment élevé. On peut alors supposer que même si les RA ne sont pas normalement distribués, les RA moyens le sont[41].

Enfin, Hachette et Mai (1991) testent différents modèles d'estimation sur le marché français afin de déterminer le plus performant. Ils montrent que les modèles classiques (moyenne, indice, modèle de marché) supposant la stabilité des paramètres estimés induisent des pourcentages de rejet de l'hypothèse nulle aussi élevés que d'autres méthodes

[41] L'histogramme de la distribution des RAM et le test de normalité (Jarque-Bera) sur la période d'estimation pour le modèle de marché simple et à erreurs GARCH figurent en annexe 2.

plus complexes, malgré la non-conformité des hypothèses. Ainsi, l'utilisation du modèle de marché semble appropriée. Néanmoins, bien que les séries de rentabilités ne présentent pas de signes d'auto-corrélation et que la moyenne des erreurs soit nulle, on détecte tout de même en opérant des tests d'hétéroscédasticité que la variance n'apparait pas constante au cours du temps[42]. En effet, les fortes (faibles) variations de rentabilités en valeur absolue sont suivies de fortes (faibles) variations, de signe quelconque.

C'est Engle (1982) qui a le premier proposé une modélisation de ce phénomène de persistance de la volatilité ou « volatility clustering » et de leptokurtose. Il suppose que la variance des erreurs σ_t^2 n'est pas constante mais une combinaison linéaire des p dernières perturbations observées, élevées au carré, telle que :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, \varepsilon_{t-i}{}^2 \qquad (131)$$

avec ω et α_i : des constantes positives ou nulles, assurant la positivité de la variance.

Cette équation, couplée avec l'équation de la moyenne, définissent un processus ARCH (p), c'est-à-dire autorégressif conditionnellement hétéroscédastique d'ordre p. Ce modèle a été ensuite généralisé par Bollerslev en 1986 sous le nom de GARCH (p, q). Dans ce modèle, la variance est une fonction linéaire des p dernières perturbations passées élevées au carré ainsi que des q dernières variances observées, telle que :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, \varepsilon_{t-i}{}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \, \sigma_{t-j}{}^2 \qquad (132)$$

avec les restrictions suivantes : $\omega > 0$, $\alpha_i > 0 \; \forall \, i$, $\beta_j > 0 \; \forall \, j$ et $\sum_{i=1}^{p} \alpha_i + \sum_{j=1}^{q} \beta_j < 1$.

Afin de lever l'hypothèse d'homoscédasticité, il est choisit dans le cadre de nos études d'introduire une modélisation GARCH $(1,1)$ des erreurs du modèle de marché. Selon Portait & Poncet (2008), cette modélisation est importante du point de vue théorique puisqu'elle converge vers un processus en temps continu à volatilité stochastique et réalisations continues quand le pas de temps tend vers 0. Ainsi, notre modèle se compose de deux équations. La première, l'équation de la moyenne, est basée sur le modèle de marché, alors que la seconde est l'équation de la variance conditionnelle, telles que :

[42] Les tests de normalité, d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus du modèle de marché sur la période d'estimation figurent en annexe 1, par entreprise.

$$\begin{cases} R_{it} = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 = \omega + \alpha_i \varepsilon_{t-i}{}^2 + \beta_j \sigma_{t-j}{}^2 \end{cases} \quad (133)$$

Une fois ces paramètres estimés, on calcule les rentabilités « normale » et « anormale », telles que :

$$RN_{it} = \alpha + \beta R_{mt}$$

$$RA_{it} = R_{it} - RN_{it}$$

Les rentabilités anormales moyennes (RAM) pour chaque date t et cumulées $(RAMC)$ sur toute la fenêtre d'évènement sont ensuite calculées telles que, avec N le nombre de titres dans l'échantillon et $(t_1; t_2)$ la fenêtre d'évènement:

$$RAM_t = \frac{\sum_{i=1}^{N} RA_{it}}{N} \quad \text{et} \quad RAMC(t_1; t_2) = \sum_{t1}^{t2} RAM_t$$

ou $$RAC_i(t_1; t_2) = \sum_{t1}^{t2} RA_{it} \quad \text{et} \quad RAMC = \frac{\sum_{i=1}^{N} RAC_i}{N}$$

1.5. <u>Tests statistiques de significativité</u>

Afin de juger de la pertinence des rentabilités anormales observées, il convient de tester leur significativité au sens statistique du terme. Trois types de tests de significativité sont effectués dans ces études. Les deux premiers sont paramétriques tandis que le dernier est non-paramétrique. En l'occurrence, il s'agit tout d'abord du test classique de Student en coupe, dont l'hypothèse nulle $(H0)$ est « l'évènement n'a pas d'impact sur l'évolution des cours ». Sous l'hypothèse de normalité de la distribution des RA, ce test (t_{cs}) est très puissant et suit une loi de Student à N-1 degrés de liberté.

Le deuxième test (t_{BMP}), paramétrique lui-aussi et développé par Boehmer, Poulsen & Musumesci (1991), se différencie du test (t_{cs}) par le fait qu'il tient compte non seulement de l'information issue de la fenêtre d'évènement mais aussi de celle issue de la période d'estimation. Les rentabilités anormales sont donc standardisées dans un premier temps en les divisant par l'écart type calculé sur la période d'estimation avant d'être testées. Cette standardisation limite alors l'effet des titres ayant une forte volatilité dans l'échantillon. Il s'agit d'un test couramment utilisé en matière d'études d'évènement.

Quant au troisième test, non paramétrique, il consiste à tester le signe des $RAMC$ en supposant que leur distribution est symétrique. On teste alors la nullité de la médiane, que l'on rejette si le nombre de données positives est significativement supérieur au nombre de données négatives et inversement. Ce test du signe (t_{signe}) a en outre, puisqu'il est non-paramétrique, la particularité de ne pas poser d'hypothèses quant à la normalité des RA et reste insensible à leur ampleur. Le critère du test suit une loi normale centrée réduite.

Ces trois tests sont calculés ainsi :

$$t_{cs} = \frac{RAMC}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}[RAC_i - RAMC]^2}} \quad , \quad t_{BMP} = \frac{RAMCS}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}[RACS_i - RAMCS]^2}} \quad \text{et} \quad t_{signe} = \frac{P-0{,}5}{\sqrt{\frac{0{,}25}{N}}}$$

avec N : nombre d'entreprises dans l'échantillon

$RAMCS = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} RACS_i$

$RACS_i = \frac{RAC}{\sigma_{pe}}$

σ_{pe} : l'écart-type des RA sur la période d'estimation de la norme

P : % de RA positifs.

2. Méthodologie pour les volumes de transactions

La plupart des travaux faisant appel aux méthodologies d'études d'évènement en finance se concentrent principalement sur les rentabilités des titres. Leur but est d'étudier le comportement des investisseurs et l'évolution des prix face à un évènement précis survenant sur le marché. La principale et première hypothèse avancée quant à l'évolution des cours est la révision des anticipations des investisseurs vis-à-vis des perspectives futures de la société (FFJR, 1969). Selon cette hypothèse, une information nouvelle survenant sur le marché faisant état de perspectives favorables (respectivement défavorables) pour une société se traduit par une augmentation (respectivement une diminution) du prix des titres et donc de leur rentabilité.

Très peu de travaux se sont intéressés aux volumes de transactions jusque dans les années 60-70, excepté W. Beaver (1968). Pourtant, l'étude de l'évolution des volumes en complément à l'étude des rentabilités peut être très utile pour appréhender et comprendre

plus finement les réactions du marché et l'évolution des prix. Ainsi, depuis les années 80 (notamment D. Morse, 1980, 1981), plusieurs études se sont penchées sur le sujet en testant principalement l'hypothèse d'augmentation des volumes à l'annonce d'un évènement.

Le problème majeur dans le cas du test de l'hypothèse du contenu informationnel de l'évènement est alors d'interpréter cette augmentation des volumes. En effet, il n'existe pas de théorie pour les volumes comme l'efficience des marchés pour les rentabilités. Une nouvelle information, qu'elle soit favorable ou non, se traduira dans les deux cas par une augmentation des volumes de transactions sans qu'on puisse en déterminer le sens.

En outre, l'étude de la microstructure des marchés peut apporter des explications alternatives aux hypothèses de signalement. Les variations de prix peuvent ne pas résulter uniquement du réajustement des anticipations des investisseurs et de leurs portefeuilles mais également des transactions effectuées par différents types d'investisseurs aux préférences distinctes. La motivation qui pousse certains investisseurs à effectuer des transactions sur des titres peut notamment naitre d'un besoin de liquidités ou de la diminution (lors des divisions de titres sans ajustement des quotités de négociation, comme c'est le cas sur le marché français) de la somme nécessaire pour entrer dans le capital d'une société. L'étude des variations des volumes de transactions se présente alors comme une porte d'entrée intéressante pour étudier ces phénomènes. C'est ainsi que plus récemment les travaux traitant des volumes de transactions se sont multipliés et les méthodologies s'y rapportant se sont développées.

Une brève revue de la littérature concernant ce type d'études est donc présentée dans ce qui suit afin d'en dégager les méthodologies employées selon le type d'hypothèses testées. Nous développons ensuite la méthodologie et les différents modèles d'estimation que nous avons choisi de mettre en œuvre sur nos données empiriques d'entreprises françaises ayant divisé/multiplié leurs actions.

2.1. Un bref état de l'art en matière d'étude d'évènement par les volumes

On peut regrouper les travaux dans ce domaine en deux catégories. D'une part on trouve des études empiriques visant à tester un certain nombre d'hypothèses, notamment celle du contenu informationnel d'un événement, au moyen des volumes de transactions.

D’autre part, il existe différents travaux basés principalement sur des simulations et dont l’objectif est de mettre en évidence les mesures et les tests statistiques les plus pertinents pour étudier les volumes de transactions.

2.1.1. L’utilisation des volumes pour tester l’hypothèse de contenu informationnel

L’un des travaux pionniers en matière d’étude d’évènement par les volumes est l’article de W. Beaver (1968). Il s’intéresse aux réactions consécutives à la publication des résultats annuels des sociétés sur le marché nord américain et teste l’hypothèse du contenu informationnel de ces annonces. Son étude fait ressortir des volumes anormaux significatifs autour de cette date de publication et corrobore donc son hypothèse.

En 1979, T. Copeland teste l’hypothèse de « la fourchette optimale de prix » en utilisant les volumes de transactions. La division de nominal permet selon cette hypothèse d’atteindre un niveau de prix conciliant les intérêts divergents des différents investisseurs et contribuant à rendre le titre plus liquide en facilitant l’échange par lots. Il observe alors une augmentation moins que proportionnelle des volumes suite à la division. L’originalité de son étude réside en outre dans le modèle économétrique qu’il présente pour calculer les volumes normaux, il s’agit du « Finite Time Series Model » ou FTSM qui est étudié ci-après.

Dans son étude sur les variations de prix et de volume lors des publications des résultats des sociétés cotées dans le *Wall Street Journal*, Morse (1981) trouve des rentabilités et volumes anormaux significatifs à la date d’annonce et le jour précédent.

En 1985, Murray observe quant à lui une diminution significative du volume de transactions en valeur à la suite d’une telle opération sur un échantillon de 100 divisions réalisées sur le NYSE entre 1972 et 1976.

J. Lakonishok et B. Lev (1987) comparent les volumes de transactions d’entreprises ayant opéré une division ou un regroupement d’actions avec un échantillon de contrôle n’ayant effectué aucune distribution de titres. Leur mesure de volume est représentée par le nombre mensuel de transactions effectuées relativement au nombre total de titres pour une entreprise donnée, c'est-à-dire le turnover mensuel (ou taux de rotation). Leurs résultats mettent en exergue une différence significative avant l’annonce entre l’échantillon de l’étude et l’échantillon de contrôle. Cependant, il semble que la division de nominal n’affecte

pas de manière permanente les volumes de transactions puisque ces derniers reviennent au niveau de l'échantillon de contrôle environ deux mois après l'annonce de division.

Dans la même année, C. Lamoureux et P. Poon présentent et testent un modèle de réaction du marché aux divisions de titres se basant sur le fait que la division peut procurer un avantage fiscal aux détenteurs des titres considérés étant donné le régime d'imposition en vigueur aux Etats-Unis à la date de l'étude (Cf. hypothèse de « l'avantage fiscal »). Ils étudient ainsi les volumes de transactions autour de la division en calculant des volumes moyens journaliers de transactions (ajustés et non-ajustés de la division) ainsi que les ratios des moyennes et les moyennes des ratios par rapport au volume journalier moyen du marché. Ils observent ainsi une baisse du volume de transactions ajusté suite à la réalisation de la division (inversement pour les regroupements d'actions) mais une augmentation du nombre de transactions par jour, c.à.d. que la division induit un nombre plus important de transactions par jour mais sur un nombre plus restreint de titres.

On peut encore citer Conroy, Harris et Benet (1990), qui observent le comportement des volumes et des taux de rotation moyens de transactions lors d'une division de nominal sur un échantillon de 147 divisions d'actions réalisées sur le NYSE entre 1981 et 1984. Les auteurs trouvent que le volume absolu des titres de leur échantillon est plus faible avant l'annonce que celui d'un échantillon de contrôle et qu'il augmente après l'opération alors que celui de l'échantillon de contrôle reste identique. Par contre, ils n'observent pas de différence significative en ce qui concerne les taux de rotation moyens.

Il semble donc qu'il n'y a pas de consensus qui se dégage de ces différentes études sur les volumes et la liquidité autour d'une opération de division ou d'une autre annonce. On observe tantôt une augmentation, tantôt une diminution selon les proxys et les variables utilisés. Cependant, on peut considérer que dans leur grande majorité, les études analysant le contenu informatif de certaines opérations par les volumes concluent à l'existence de ce dernier du fait de l'existence de volumes anormaux significatifs. En outre, on peut remarquer que l'hypothèse sous-jacente lors des études peut être différente selon que l'on étudie les volumes anormaux à très court terme autour de la date d'évènement (hypothèse de signalement) ou alors de manière plus durable afin d'appréhender à plus long terme l'évolution de la liquidité des titres (hypothèse d'ajustement des prix).

2.1.2. Les études basées sur des simulations

Du fait des différences de résultats observées dans les études, du nombre important de variables décrivant les volumes et de l'inexistence d'une théorie bien définie comme l'efficience des marchés pour les prix, certains auteurs décident d'étudier la distribution statistique des volumes et d'opérer des simulations pour en dégager les mesures et les tests les plus pertinents. C'est ainsi qu'Ajinka et Jain (1989), dans une étude portant sur un échantillon de 1237 sociétés cotées au NYSE entre 1974 et 1981, mettent en évidence une relation positive entre l'ampleur du volume anormal, la taille de l'échantillon et la puissance des tests statistiques. Les auteurs montrent également que les mesures de volumes brutes ne sont pas normales et que les transformations du type « racine carrée » font moins bien que les transformations logarithmiques qu'il faut donc privilégier.

Cready et Ramanan (1991) arrivent à des conclusions similaires à Ajinka et Jain (1989) dans leurs travaux mais trouvent des taux de rejet de l'hypothèse nulle d'absence de volume anormal plus importants. Ils utilisent dans cette étude une approche multiplicative de l'impact du volume anormal (contrairement à l'approche additive d'Ajinka et Jain 1989) et constituent des portefeuilles deux fois plus importants en taille (jusqu'à 100 entreprises).

Enfin, il est intéressant de considérer les travaux de Mai et Tchemeni (1996). En effet, ces deux auteurs procèdent dans leur article à une analyse comparative des méthodologies d'étude d'événement par les volumes de transactions, en opérant un nombre très important de simulations (environs 150000). Ils font ainsi varier la taille des échantillons d'étude, les niveaux de volume anormal, les modèles d'estimation du volume normal, les mesures de volumes et enfin les tests de significativité, paramétriques ou non. Leurs conclusions sont les suivantes :

- Les transformations logarithmiques des mesures de volume se rapprochent davantage de la normalité et doivent systématiquement être préférées aux données brutes.
- La mesure de volume à privilégier semble être le logarithme du taux de rotation.
- Le modèle d'anticipation le plus pertinent est le volume moyen du titre sur la période d'estimation, hors événement, suivi du volume anormal standardisé (estimé par le modèle de marché du volume) relativement au volume moyen du marché et au

modèle de marché du volume sans standardisation des volumes anormaux.

- Enfin, les tests statistiques générant le pourcentage le plus important de rejets de l'hypothèse nulle en présence de volume anormal (et inversement) sont tout d'abord le test du signe (non-paramétrique) et ensuite le test de Student (paramétrique).

2.2. Méthodologie proposée pour l'étude d'évènement par les volumes de transactions

A partir des résultats de ces différentes études et simulations, il est possible de définir une méthodologie similaire à l'étude des rentabilités pour étudier et tester statistiquement la présence de volumes de transactions anormaux autour d'un événement particulier, la division/multiplication de nominal.

2.2.1. Le calcul des volumes anormaux

Les volumes anormaux sont obtenus de la même manière que pour une étude d'événement classique sur les rentabilités. Le volume anormal se calcule donc comme le résidu du modèle que l'on aura choisi pour estimer les volumes normaux, à savoir :

$$VA_{it} = \varepsilon_{it} = V_{it} - E_{t-1}(V_{it}) \qquad (134)$$

avec V_{it} : le volume observé du titre i en t

$E_{t-1}(V_{it})$: le volume normal que l'on devrait observer en l'absence d'évènement, c.à.d. la norme.

Une fois les volumes normaux estimés et les volumes anormaux calculés pour chaque titre i à chaque date t de la fenêtre de l'évènement, il convient de calculer le volume anormal moyen à chaque date t (VAM_t) ainsi que le volume anormal moyen cumulé $(VAMC)$ sur la fenêtre d'évènement $(t_1; t_2)$, tels que :

$$VAM_t = \frac{\sum_{i=1}^{N} VA_{it}}{N} \qquad VAMC(t_1; t_2) = \sum_{t_1}^{t_2} VAMt$$

avec N : nombre de titres dans l'échantillon (taille de l'échantillon).

Il est intéressant d'employer plusieurs longueurs de fenêtres d'événement en raison de l'impossibilité de définir à priori la période exacte durant laquelle on peut observer l'influence de l'événement sur la variable d'impact. Les acteurs de marché peuvent anticiper

de manière différenciée l'arrivée de l'information nouvelle, la liquidité peut être plus ou moins bonne suivant les titres étudiés et enfin l'accès à cette information peut être plus ou moins facile suivant la catégorie d'investisseurs à laquelle on appartient. Dans notre étude, comme pour l'étude des rentabilités, trois longueurs de fenêtre d'évènement sont utilisées : le jour de l'évènement, trois jours centrés sur le jour de l'évènement et cinq jours centrés sur le jour de l'évènement.

2.2.2. Le choix de la norme

On peut considérer plusieurs modèles permettant d'estimer le volume normal. Nous présentons dans ce qui suit les trois principaux, par ordre croissant de complexité, dont le premier et le troisième sont utilisés dans nos travaux. La période d'estimation L est classiquement une fenêtre de 250 jours de bourse antérieure à l'évènement, se terminant 20 jours avant celui-ci. En effet, l'une des hypothèses pour le recours aux divisions de nominal est l'amélioration de la liquidité des titres. Estimer la norme sur une fenêtre ultérieure à l'évènement comme avec les rentabilités pour les raisons exposées ci-avant semble en conséquence inapproprié. Les trois modèles d'estimation sont donc les suivants :

- Le volume moyen du titre sur la période d'estimation L, $E_{t-1}(V_{it}) = \frac{1}{L}\sum V_{it}$
- Le modèle de marché du volume (Cf. Beaver, 1968), celui-ci consiste à appliquer exactement aux volumes le modèle de marché pour les rentabilités :

$$E_{t-1}(V_{it}) = \alpha + \beta V_{mt} \qquad (135)$$

- Le Modèle de Copeland ou « finite-adjustment time serie model »(FTSM).

Copeland (1979), à partir de certaines hypothèses relatives à l'effet de l'arrivée d'informations sur le volume de transactions d'un titre, développe dans un article un modèle intéressant, donnant une idée de la durée nécessaire à une information pour se refléter intégralement dans les volumes. Son modèle suppose que le volume du marché à une date t est une fonction linéaire de l'information présente I_t et de la séquence des informations passées $I_{t-1}, \dots, I_{t-N}$ avec des pondérations α_t positives décroissantes de somme égale à 1 telles que :

$$\alpha_t = a - bt \qquad t = 0,1, \dots, N$$

d'où la contrainte sur les paramètres : $\sum_{t=0}^{N} \alpha_t = 1 = (N+1)a - b\sum_{t=0}^{N} t$.

En supposant que le poids du dernier retard $\alpha_N = a - bN = 0$, on obtient les solutions suivantes:

$$b = \frac{a^2}{2-a} \qquad \text{et} \qquad N = \frac{2-a}{a}$$

En remplaçant les coefficients de pondérations α_t par leur expression en fonction d' a dans la relation linéaire entre le volume de marché et I_t, on obtient :

$$V_{mt} = aI_t + \frac{a(2-2a)}{2-a} I_{t-1} + \cdots + \frac{a(2-Na)}{2-a} I_{t-N-1} \qquad (136)$$

Sous l'hypothèse que le coefficient a_i pour un titre i donné est une fraction du coefficient d'ajustement de marché a, on arrive a l'expression du volume d'un titre particulier, telle que:

$$V_{it} = a_i I_t + \frac{a_i(2-2a_i)}{2-a_i} I_{t-1} + \cdots + \frac{a_i(2-Na_i)}{2-a_i} I_{t-N-1} \qquad (137)$$

Et comme le volume de marché en t est l'agrégation des volumes des différents titres qui le constituent à la même date, on a :

$$V_{it} = V_{mt} - I_t \sum_{j\neq i} a_j - I_{t-1} \sum_{j\neq i} \frac{2a_j - 2a_j^2}{2-aj} - I_{t-2} \sum_{j\neq i} \frac{2a_j - 3a_j^2}{2-a_j} - \cdots$$

Pour simplifier $\quad \sum_{j\neq i} a_j = a \qquad \sum_{j\neq i} \frac{2aj - 2a^2 j}{2-aj} = K_1 \qquad \sum_{j\neq i} \frac{2a_j - 3a_j^2}{2-a_j} = K_2$

D'où $\quad V_{it} = V_{mt} - aI_t - K_1 I_{t-1} - K_2 I_{t-2} - \cdots \qquad (138)$

En comparant cette expression avec le modèle de marché du volume de Beaver, on remarque que ce dernier omet les variables I_t, I_{t-1}, I_{t-2}… On peut alors mieux interpréter le modèle et estimer le coefficient d'ajustement de la première période en multipliant V_{it-1} par a et en retranchant le résultat à l'expression précédente, soit :

$$V_{it} = V_{mt} - aI_t - K_1 I_{t-1} - K_2 I_{t-2} - \cdots$$

$$V_{it-1} = V_{mt-1} - aI_{t-1} - K_1 I_{t-2} - K_2 I_{t-3} - \cdots$$

$$aV_{it-1} = aV_{mt-1} - a^2 I_{t-1} - K_1 a I_{t-2} - K_2 a I_{t-3} - \cdots$$

$$V_{it} - aV_{it-1} = V_{mt} - aV_{mt-1} - a(I_t - aI_{t-1}) - K_1(I_{t-1} - aI_{t-2}) - K_2(I_{t-2} - aI_{t-3}) - \cdots$$

$$V_{it} = V_{mt} - aV_{mt-1} + aV_{it-1} - a(I_t - aI_{t-1}) - K_1(I_{t-1} - aI_{t-2}) - K_2(I_{t-2} - aI_{t-3}) - \cdots$$

(139)

Cette expression est alors estimée empiriquement par le modèle régressif suivant, qu'on appelle modèle FTSM :

$$V_{it} = \alpha_0 + \beta_1 V_{mt} + \beta_2 V_{mt-1} + \beta_3 V_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (140)$$

Plusieurs hypothèses testables sur des données empiriques découlent de ce modèle. Ce sont les suivantes :

- β_1 doit être égal à 1
- β_2 et β_3 doivent être égaux et inférieurs à 1 en valeur absolue, mais de signe opposé
- α_0 doit être négative (ou nulle) car cette constante de régression représente la valeur anticipée des variables inobservables qui agissent négativement sur le volume
- les résidus doivent être négativement auto-corrélés, comme les variables omises.

Copeland teste et valide empiriquement le modèle FTSM sur un échantillon de 25 sociétés cotées au NYSE ayant opéré une division entre 1964 et 1972. En effet, tous ses résultats vont dans le sens de ceux attendus à partir des conclusions du modèle. Ils montrent en outre que le FTSM est meilleur que le modèle de marché du volume de Beaver. C'est pour cette raison que le modèle de marché du volume est écarté dans la partie empirique pour ne retenir que le FTSM et le volume moyen du titre (VMT) sur la période d'estimation, à titre de comparaison.

2.2.3. Les caractéristiques des volumes anormaux : transformations ou corrections nécessaires

Il s'agit maintenant de déterminer quelle(s) variable(s) de volume il convient d'utiliser dans ce type d'étude. Plusieurs définitions et autant de variables différentes peuvent être utilisées. Le volume peut donc être exprimé en nombre de titres échangés, en montant de transaction (valeur) ou encore en termes de taux de rotation (rapport entre le volume en nombre et le nombre total de titres en circulation). Une fois les variables d'impact définies, il faut étudier leurs caractéristiques (skewness, kurtosis) afin d'opérer les transformations nécessaires pour permettre d'approcher la distribution de la normalité.

Selon la plupart des auteurs (notamment Mai et Tchemeni, 1996), la transformation la plus appropriée est le passage au logarithme pour les volumes de transactions, tant en valeur qu'en nombre. De plus, la mesure à privilégier qui se rapproche le plus d'une distribution normale, quel que soit le modèle d'estimation de la norme, est le taux de rotation journalier des titres. Ainsi l'expression de la mesure principale de volume de transactions de l'entreprise i au jour t analysée dans nos études est telle que :

$$V_{it} = ln\left(\frac{volume\ échangé\ en\ nombre\ au\ jour\ i}{nombre\ total\ de\ titres\ en\ circulation}\right) \qquad (141)$$

Une seconde mesure de volume est employée dans nos travaux, par soucis de comparaison et se rapprochant du calcul du taux de rentabilité. Il s'agit du taux d'accroissement du volume en logarithme, tel que :

$$V_{it} = ln\left(\frac{volume\ échangé\ en\ nombre\ au\ jour\ i}{volume\ échangé\ en\ nombre\ au\ jour\ i-1}\right) \qquad (142)$$

2.2.4. Les tests de significativité

Enfin, dans le but de tester statistiquement la significativité des résultats obtenus, deux types de tests sont mis en place, en accord avec les préconisations des différents auteurs. Comme pour l'étude des rentabilités, il s'agit d'une part du test classique en coupe de Student et son raffinement le test de Boehmer, Poulsen & Musumesci (1991), d'autre part du test non paramétrique du signe qui doit être privilégié. Ces tests sont formulés ainsi :

$$t_{cs} = \frac{VAMC}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}[VAC_i - VAMC]^2}} \quad , \quad t_{BMP} = \frac{VAMCS}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}[VACS_i - VAMCS]^2}} \quad \text{et} \quad t_{signe} = \frac{P-0,5}{\sqrt{\frac{0,25}{n}}}$$

avec N : nombre d'entreprises dans l'échantillon

$VAMCS = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} VACS_i$ avec $VACS_i = \frac{RAC}{\sigma_{pe}}$

σ_{pe} : l'écart-type des VA sur la période d'estimation de la norme

P : % de VA positifs.

Cette méthodologie d'étude d'évènement nécessite cependant d'être complétée par un développement relatif aux évènements conditionnels permettant d'affiner les analyses et les tests, qui fait l'objet du chapitre suivant.

CHAPITRE 11 : *AUTO-SELECTION DE L'ECHANTILLON ET ETUDE D'EVENEMENT CONDITIONNEL*

La méthodologie d'étude d'évènement par les rentabilités développée dans le chapitre précédant souffre d'un problème important de spécification, assez récurent dans ce genre d'études. En effet, la décision de diviser ses titres n'est pas prise de manière aléatoire par le dirigeant. Elle résulte davantage de choix délibérés de se démarquer des autres entreprises par cette décision. Ce phénomène d'auto-sélection était vu simplement au départ comme une mauvaise spécification de modèle, nécessitant une correction pour éviter les biais dans l'estimation d'autres paramètres (Heckman, 1979). De ce point de vue, la prise en compte de l'auto-sélection n'a qu'une vocation statistique et peu d'intérêt économique. Cependant, l'application de tels modèles peut susciter un intérêt méthodologique tout autre en ce sens où ils permettent de tester la présence d'un contenu informationnel nouveau induit par l'auto-sélection (Eckbo, Maksimovik & Williams, 1990 ; Prabhala, 1997).

1. L'auto-sélection de l'échantillon

Le phénomène d'auto-sélection des échantillons est présenté tout d'abord du point de vue purement statistique pour développer ensuite son emploi dans le cadre du test de l'hypothèse de signalement et de contenu informatif nouveau induit par l'annonce.

1.1. un biais dans l'estimation

Soit un ensemble d'entreprises Ω, avec E un sous-ensemble d'Ω ayant fait le choix d'annoncer l'évènement E et NE les autres entreprises qui n'ont pas fait ce choix, tel que :

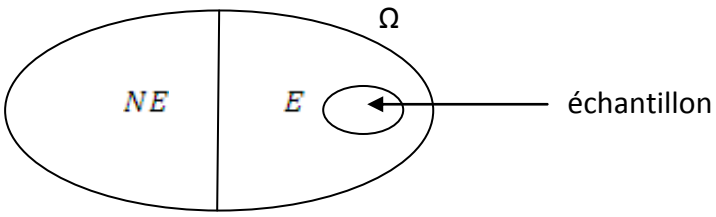


Figure 8 : illustration du problème d'auto-sélection de l'échantillon

Imaginons qu'on veuille estimer le paramètre β pour un ensemble d'entreprises dans la régression suivante, où Y représente un revenu ou une rentabilité et X ses variables explicatives, tel que :

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_t \qquad (143)$$

Si ε_t satisfait les conditions classiques de la régression, alors une procédure standard d'estimation par moindres carrés ordinaires est appropriée et mène à de bonnes estimations de β. Par contre, dans le cas où l'on ne considère qu'un échantillon ayant fait le choix de se sélectionner en annonçant l'évènement E, l'équation (143) devient :

$$Y_i|E = X_i\beta + \varepsilon_t|E \qquad (144)$$

La différence entre ces deux équations est le cœur du problème d'auto-sélection des échantillons. L'équation (143) est une spécification pour la population entière alors que l'équation (144) ne concerne que le sous-échantillon ayant fait le choix E. Il en résulte que si E n'est pas choisi de manière aléatoire, l'échantillon d'entreprises ayant choisi E n'est pas non plus aléatoirement tiré de la population. Ainsi, les estimateurs obtenus par les moindres carrés ordinaires sont biaisés. Dès lors, une autre méthode d'estimation est nécessaire, permettant d'incorporer le phénomène d'auto-sélection et d'estimer correctement les β.

1.2. <u>La distribution tronquée</u>

Ce phénomène d'auto-sélection peut être appréhendé du point de vue économétrique comme un problème de troncature particulière de l'échantillon (Greene, 2005). En d'autres termes, il s'agit d'un échantillon contenant des observations uniquement pour certains individus, constituant un sous-ensemble de la population observée. Une distribution tronquée correspond à la partie d'une distribution non tronquée au dessus, ou au dessous, d'une valeur spécifique. Ainsi, si une variable aléatoire continue x a pour fonction de densité $f(x)$ et si a est une constante, alors on a :

$$f(x|\, x > a) = \frac{f(x)}{prob\ (x>a)} \qquad (145)$$

Plus particulièrement, pour une distribution normale de x, de moyenne μ et d'écart type σ , on a:

$$prob(x > a) = 1 - \Phi[(a - \mu)/\sigma] \ = \ 1 - \Phi(a) \qquad (146)$$

avec $\alpha = \frac{a-\mu}{\sigma}$

$\Phi(.)$: la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

La densité de la distribution normale tronquée est donc :

$$f(x|x > a) = \frac{f(x)}{1-\Phi(\alpha)} = \frac{(2\pi\sigma^2)^{-1/2} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2}}{1-\Phi(\alpha)} = \frac{\phi_{/\sigma}(x-\mu_{/\sigma})}{1-\Phi(\alpha)} \qquad (147)$$

Si $x \sim (\mu, \sigma^2)$ et si a est une constante, alors les moments de la distribution sont:

$$E(x|troncature) = \mu + \sigma\lambda(\alpha) \qquad Var(x|troncature) = \sigma^2[1-\delta(\alpha)]$$

avec $\phi(\alpha)$: la fonction de densité de la loi normale centrée réduite

$\lambda(\alpha) = \frac{\phi(\alpha)}{1-\Phi(\alpha)}$ si $x > a$ et $\lambda(\alpha) = \frac{-\phi(\alpha)}{\Phi(\alpha)}$ si $x < a$ [43]

$\delta(\alpha) = \lambda(\alpha)[\lambda(\alpha) - \alpha]$.

Supposons maintenant qu'y et z ont une distribution bivariée normale de moyennes μ_y et μ_z, d'écarts types σ_y et σ_z et de corrélation ρ. On étudie la distribution de y lorsque z est supérieur à une valeur particulière a. La densité jointe tronquée d'y et z est telle que :

$$f(y,z|\, z > a) = \frac{f(y,z)}{prob\ (z>a)} \qquad (148)$$

Et les moments de la distribution normale bivariée sont :

$$E(y|z > a) = \mu_y + \rho\sigma_y\lambda(\alpha_z) \qquad Var(y|z > a) = \sigma_y{}^2[1-\rho\delta(\alpha_z)]$$

avec $\alpha_z = \frac{a-\mu_z}{\sigma_z}$

$\lambda(\alpha_z) = \frac{\phi(\alpha_z)}{1-\Phi(\alpha_z)}$ si $x > a$ et $\lambda(\alpha_z) = \frac{-\phi(\alpha_z)}{\Phi(\alpha_z)}$ si $x < a$

$\delta(\alpha_z) = \lambda(\alpha_z)[\lambda(\alpha_z) - \alpha_z]$

1.3. <u>Le modèle d'Heckman (1979)</u>

C'est en 1979 qu'Heckman publie un article dans lequel il développe un modèle d'auto-sélection basé sur les notions précédentes de troncature. Il y développe aussi et

[43] La fonction λ est appelée le ratio inverse de Mills dans la littérature.

surtout une méthode d'estimation astucieuse en deux étapes. Ce modèle servira ensuite de base à beaucoup d'autres spécifications utilisées dans la littérature, considérées comme des extensions.

Reprenons notre population d'entreprises faisant un choix C entre E et NE. Pour estimer les paramètres d'intérêt de la population à partir des sous-échantillons auto-sélectionnés, il faut spécifier le mécanisme de sélection. Celui prend alors la forme d'une équation probit, dans laquelle la société choisit E si la variable w_i est positive. La variable w_i représente le bénéfice tiré du choix de E. Elle est une fonction d'autres variables explicatives z_i. Les z_i sont supposées exogènes et publiques, c.à.d. observables par le marché. On obtient donc le système :

$$C = E \quad \equiv \quad w_i = z_i\gamma + \eta_i > 0$$

$$C = NE \quad \equiv \quad w_i = z_i\gamma + \eta_i < 0$$

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_t$$

1.4. <u>Un problème de variable omise</u>

Si l'entreprise fait le choix d'annoncer E, on peut alors écrire :

$$Y_i|E = X_i\beta + (\varepsilon_i|z_i\gamma + \eta_i > 0) = X_i\beta + \pi(\eta_i|z_i\gamma + \eta_i > 0) + v_i \qquad (149)$$

avec $\varepsilon_i|\eta_i = \pi\eta_i + v_i$

π : le coefficient de ε_i dans la régression des ε_i par η_i

$\pi = \rho_{\eta\varepsilon}\sigma_\varepsilon$ avec ρ le coefficient de corrélation entre ε et η

v_i : le terme d'erreur de moyenne nulle.

On obtient le modèle de régression suivant :

$E(Y_i|E) = X_i\beta + \pi(\eta_i|z_i\gamma + \eta_i > 0)$ si l'entreprise choisit E

$E(Y_i|E) = X_i\beta + \pi(\eta_i|z_i\gamma + \eta_i > 0)$ si l'entreprise choisit NE.

Soit

$$E(Y_i|C) = X_i\beta + \pi\lambda_c(z_i\gamma) \qquad (150)$$

avec $C \in \{E, NE\}$

$\lambda_c(.)$: l'espérance conditionnelle de η_i sachant C.

Plus particulièrement, sous l'hypothèse que η et ε ont une distribution normale bivariée :

$$\lambda_E = \frac{\phi(.)}{\Phi(.)} \qquad \text{et} \qquad \lambda_{NE} = \frac{-\phi(.)}{1-\Phi(.)}$$

2. La variable omise comme information privée des dirigeants

Comme on vient de le voir, le problème d'auto-sélection de l'échantillon peut être résolu en ajoutant une variable dans le modèle de régression, le ratio inverse de Mills λ_C. En outre, dans le modèle d'Heckman, les variables z_i sont connues par le marché et le terme d'erreur η_i est la partie de w_i qui n'est pas expliquée par les z_i. Ainsi, η_i peut être appréhendé comme l'information privée du dirigeant l'incitant à faire son choix C. Avant que l'entreprise n'annonce son choix, l'espérance de η_i est nulle, puisqu'il s'agit du terme d'erreur du modèle probit de sélection. Ensuite, après l'annonce, l'espérance de η_i est corrigée. Cette nouvelle espérance $E(\eta_i|C)$ représente alors une estimation correcte de l'information privée détenue par les dirigeants.

Pour tester si cette information affecte la rentabilité du titre, il suffit de régresser les rendements anormaux constatés lors de l'évènement par $E(\eta_i|C)$. Comme λ_C est l'espérance conditionnelle de η_i sachant C, la correction de l'auto-sélection par ajout d'une variable permet donc aussi et surtout de tester l'hypothèse du contenu informationnel de l'évènement.

3. Estimation et test

L'estimation des paramètres de ce modèle peut se faire en utilisant le maximum de vraisemblance, mais Heckman (1979) et Greene (2005) notamment préconisent une autre méthode d'estimation en deux étapes. Elle se déroule de la façon suivante :

- Tout d'abord on estime l'équation probit de sélection par le maximum de vraisemblance afin d'obtenir les estimations de γ. on calcule alors λ_C pour chaque observation de l'échantillon.
- Ensuite, on estime β et $\pi = \rho_{\eta\varepsilon}\sigma_\varepsilon$ en régressant par les moindres carrés ordinaires (MCO) Y sur X et λ_C.

Les paramètres obtenus dans la régression de la deuxième étape sont non biaisés. Cependant les formules usuelles de calcul de leur variance ne sont plus appropriées (sauf s'il n'y a pas de biais de sélection, ρ non-significatif). Les écart-types des paramètres sont sous-estimés et le niveau de significativité est lui surestimé. Il convient alors, pour mener à bien les tests t de significativité, de remplacer la matrice variance-covariance standard par une estimation convergente de la matrice variance-covariance asymptotique des paramètres[44].

4. Le modèle de l'étude

Pour effectuer notre étude, il est nécessaire de spécifier un modèle dictant le choix au dirigeant de diviser ou non le nominal des titres ainsi qu'un autre dictant le choix d'augmenter ou non le dividende.

4.1. Deux décisions simultanées

Cette modélisation de deux annonces simultanées est basée sur les travaux de Nayak & Prabhala (2001). Supposons alors qu'une entreprise i décide de diviser ses titres en fonction d'une variable $splitdum$, la décision de diviser étant prise si $splitdum$ est positive. Une partie de $splitdum$ est connue par le marché. Cette partie « publique » de l'information est matérialisée par un vecteur de variables X_s représentant les informations disponibles et publiques avant l'annonce. Le reste de l'information menant à la décision de diviser est représentée par η_{si}. On peut supposer que $E(\eta_{si}) = 0$ avant l'annonce de la division.

Si l'annonce de la division est une surprise pour les investisseurs, c'est-à-dire si elle est non-anticipée, elle possède un contenu informationnel nouveau. Celui-ci est révélé au marché au moment de l'annonce et le marché révise alors son espérance de η_{si}. L'information privée du dirigeant, s'il en est une, peut alors être assimilée à la nouvelle valeur de η_{si} conditionnellement à l'annonce de la division, telle que :

$$splitdum_i = \theta_s X_{si} + \eta_{si}$$

et l'entreprise i annonce une division de nominal si

$$splitdum_i > 0$$

$$\theta_s X_{si} + \eta_{si} > 0$$

$$\eta_{si} > -\theta_s X_{si}$$

[44] Voire Heckman (1979) ou Greene (2005) pour les formules et plus de détails.

Si l'annonce de la division a un impact positif sur les cours, alors on devrait trouver une relation positive entre l'information privée révélée et les rentabilités anormales observées. Ainsi, afin de tester cette hypothèse, il convient d'opérer la régression suivante :

$$E(RAMC_i|S) = \alpha_s + \beta_s E(\eta_{si}|\theta_s X_{si} + \eta_{si} > 0) \qquad (151)$$

Afin de tenir compte des annonces simultanées sur les dividendes, nous devons spécifier de la même manière un modèle similaire dictant le choix de la décision sur les dividendes. Bien que ceux-ci peuvent être augmentés, diminués ou inchangés, nous choisissons pour simplifier de ne retenir que deux possibilités : augmentation ou non des dividendes[45] (les dividendes inchangés et diminués étant regroupés dans un même choix). Le modèle est identique au précédent, tel que :

$$augmdiv_i = \theta_d X_{di} + \eta_{di}$$

et l'entreprise i annonce une augmentation de dividende si

$$augmdiv_i > 0$$

$$\theta_d X_{di} + \eta_{di} > 0$$

$$\eta_{di} > -\theta_d X_{di}$$

Ainsi, on peut réécrire l'expression (151) pour une annonce simultanée de division et d'augmentation de dividende, telle que :

$$E(RAMC_i|D) = \alpha_d + \beta_d E(\eta_{di}|\theta_d X_{di} + \eta_{di} > 0) \qquad (152)$$

$$E(RAMC_i|S, D) = \alpha_{sd} + \beta_s E(\eta_{si}|S, D) + \beta_d E(\eta_{di}|S, D) \qquad (153)$$

Plusieurs hypothèses sont alors testables à partir des équations (151) et (153). En effet, l'équation (151) permet de déterminer si la division a un contenu informationnel propre. Si c'est le cas, nous devrions trouver un coefficient β_s significatif et positif. Par ailleurs, si les deux annonces (dividendes et division) constituent des substituts informationnels, nous devrions trouver un β_s supérieur pour les entreprises qui ne distribuent pas de dividende (ND) par rapport à celles qui en distribuent (D). L'information nouvelle entraine dans ce cas une réaction plus importante pour les entreprises ND. Par contre, si les attentes sont différenciées selon les deux types d'entreprises, on peut

[45] Aucune annonce simultanée de dividende n'était une diminution sur notre échantillon de divisions de nominal.

s'attendre à obtenir un résultat plus élevé de l'expression $\theta_s X_{si}$ pour les entreprises non distributrices de dividendes que pour celles qui en distribuent. Les entreprises qui ne paient pas de dividendes sont en effet souvent plus jeunes, volatiles que les autres plus anciennes et plus stables. Si la division est la révélation d'une bonne information quant aux performances futures, alors les entreprises qui ne paient pas de dividendes sont moins susceptibles de l'annoncer que celles qui en distribuent déjà.

Enfin, l'équation (153) nous permet de tester plus finement l'hypothèse de substitut informationnel et de séparer l'impact de l'annonce de dividendes de celle de la division sur les cours. Si l'on obtient un β_s positif et significatif, alors la division a un contenu informationnel propre, même après le contrôle de l'information sur les dividendes. Dans le cas contraire, si β_s n'est plus significatif (alors que β_d le devient), on pourra en conclure que l'impact sur les cours d'une division de nominal est en fait imputable d'avantage à l'information sur les dividendes qui l'accompagne.

4.2. <u>Estimation du modèle : précisions</u>

Pour tester nos hypothèses à partir de ce modèle, il est nécessaire d'avoir les estimations de β_s et β_d. Pour ce faire, la procédure en deux étapes d'Heckman (1979) et Greene (2005) déjà mentionnée est employée. Il est tout d'abord nécessaire de définir les variables à inclure dans les deux modèles de prises de décisions (division des titres et augmentation des dividendes). Ces deux processus de décision prennent la forme d'un probit bivarié permettant d'estimer les paramètres θ_s, θ_d et ρ_{sd} . Il est possible en effet que les deux informations (η_{si} et η_{di}) soient corrélées et ρ_{sd} en est la mesure. A partir de ces estimations, on peut retrouver les expressions des équations (151) et (152) d'une part, en utilisant le ratio inverse de Mills de la même façon que dans le modèle d'Heckman (1979).

$$E(\eta_{si}|\theta_s X_{si} + \eta_{si} > 0) = \frac{\phi(\theta_s X_{si})}{\Phi(\theta_s X_{si})} \quad \text{et} \quad E(\eta_{di}|\theta_d X_{di} + \eta_{di} > 0) = \frac{\phi(\theta_d X_{di})}{\Phi(\theta_d X_{di})}$$

D'autre part, pour retrouver les expressions de l'équation (153), il convient de calculer une espérance conditionnelle non pas à une mais deux décisions (S et D). Il faut ainsi calculer des expressions de la forme $E(z_1|z_1 > (<)\mu_1,\ z_2|z_2 > (<)\mu_2)$. Les dérivations nécessaires sont développées ci-après et tirées de Nayak & Prabhala (2001).

Soient deux variables z_1 et z_2 ayant une distribution probit bivariée et un coefficient de corrélation ρ. Leur fonction de densité est donc :

$$f(z_1, z_2, \rho) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}}\, e^{\frac{-(z_1^2+z_2^2-2\rho z_1 z_2)}{2(1-\rho^2)}} \qquad (154)$$

D'après la théorie sur les distributions conditionnelles, on a, avec E_f l'espérance tenant compte de la fonction de densité f :

$$E(z_1|z_1 > (<)\mu_1, z_2|z_2 > (<)\mu_2) = \frac{E_f(z_1, z_1>(<)\mu_1, z_2>(<)\mu_2)}{P\,(z_1>(<)\mu_1, z_2>(<)\mu_2)} \qquad (155)$$

Les probabilités jointes des différentes situations sont alors, avec Φ et Φ_2 respectivement les fonctions de répartition de la loi normale univariée et bivariée :

$$P\,(z_1 > \mu_1,\, z_2 > \mu_2) = 1 - \Phi(\mu_1) - \Phi(\mu_2) + \Phi_2(\mu_1, \mu_2, \rho)$$

$$P\,(z_1 > \mu_1,\, z_2 < \mu_2) = \Phi(\mu_2) - \Phi_2(\mu_1, \mu_2, \rho)$$

$$P\,(z_1 < \mu_1,\, z_2 > \mu_2) = \Phi(\mu_1) - \Phi_2(\mu_1, \mu_2, \rho)$$

$$P\,(z_1 > \mu_1,\, z_2 > \mu_2) = \Phi_2(\mu_1, \mu_2, \rho)$$

Et

$$E_f(z_1,\, z_1 > \mu_1,\, z_2 > \mu_2) = \int_{\mu_1}^{\infty}\int_{\mu_2}^{\infty} \frac{z_1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}}\, e^{\frac{-(z_1^2+z_2^2-2\rho z_1 z_2)}{2(1-\rho^2)}}\, d\,z_1\, d\,z_2$$

$$= \int_{\mu_1}^{\infty}\int_{\mu_2}^{\infty} \frac{z_1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}}\, e^{\frac{-((z_2-\rho z_1)^2+z_1^2(1-\rho^2))}{2(1-\rho^2)}}\, d\,z_1\, d\,z_2$$

$$= \int_{\mu_1}^{\infty}\int_{\mu_2}^{\infty} \frac{z_1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}}\, e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{z_2-\rho z_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)^2}\, e^{-\frac{1}{2}z_1^2}\, d\,z_1\, d\,z_2$$

On fait une première substitution $z = \frac{z_2-\rho z_1}{\sqrt{1-\rho^2}} \Longrightarrow dz = \frac{dz_2}{\sqrt{1-\rho^2}}$, puis en intégrant par parties, on obtient :

$$E_f(z_1,\, z_1 > \mu_1,\, z_2 > \mu_2) = \int_{\mu_1}^{\infty} \frac{z_1}{\sqrt{2\pi}}\, e^{-\frac{1}{2}z_1^2}\, \Phi\left(\frac{\rho z_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) d\,z_1$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\, e^{-\frac{1}{2}\mu_1^2}\, \Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\frac{\rho}{\sqrt{1-\rho^2}}\int_{\mu_1}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}z_1^2}\, \phi\left(\frac{\rho z_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) dz_1$$

$$= \phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\frac{\rho}{\sqrt{1-\rho^2}}\int_{\mu_1}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}z_1^2}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\rho z_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)^2} dz_1$$

$$= \phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \frac{1}{2\pi}\frac{\rho}{\sqrt{1-\rho^2}}\int_{\mu_1}^{\infty} e^{-\frac{z_1^2+\mu_2^2-2\rho z_1 z_2}{2(1-\rho^2)}} dz_1$$

$$= \phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \frac{1}{2\pi}\frac{\rho}{\sqrt{1-\rho^2}}\int_{\mu_1}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{z_1-\rho\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)^2} e^{-\frac{1}{2}\mu_2^2} dz_1$$

On fait une deuxième substitution $z = \frac{z_1-\rho\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}} \Longrightarrow dz = \frac{dz_1}{\sqrt{1-\rho^2}}$, puis en intégrant par parties, on obtient :

$$E_f(z_1,\ z_1 > \mu_1,\ z_2 > \mu_2) \quad = \phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\rho e^{-\frac{1}{2}\mu_2^2}\int_{\frac{\mu_1-\rho\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz$$

$$E_f(z_1,\ z_1 > \mu_1,\ z_2 > \mu_2) \quad = \phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \rho\phi(\mu_2)\Phi\left(\frac{\rho\mu_2-\mu_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

De la même façon :

$$E_f(z_1,\ z_1 > \mu_1,\ z_2 < \mu_2) \quad = \phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\mu_2-\rho\mu_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) - \rho\phi(\mu_2)\Phi\left(\frac{\mu_1-\rho\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

$$E_f(z_1,\ z_1 < \mu_1,\ z_2 > \mu_2) \quad = -\phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) + \rho\phi(\mu_2)\Phi\left(\frac{\rho\mu_2-\mu_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

$$E_f(z_1,\ z_1 < \mu_1,\ z_2 < \mu_2) \quad = -\phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\mu_2-\rho\mu_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) - \rho\phi(\mu_2)\Phi\left(\frac{\mu_1-\rho\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

Au final, on obtient alors :

$$\left.\begin{aligned}
E(z_1,\ z_1 > \mu_1,\ z_2 > \mu_2) \quad &= \frac{\phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)+\rho\phi(\mu_2)\Phi\left(\frac{\rho\mu_2-\mu_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{1-\Phi(\mu_1)-\Phi(\mu_2)+\Phi_2(\mu_1,\mu_2,\rho)} \\
E(z_1,\ z_1 > \mu_1,\ z_2 < \mu_2) \quad &= \frac{\phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\mu_2-\rho\mu_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)-\rho\phi(\mu_2)\Phi\left(\frac{\mu_1-\rho\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{\Phi(\mu_2)-\Phi_2(\mu_1,\mu_2,\rho)} \\
E(z_1,\ z_1 < \mu_1,\ z_2 > \mu_2) \quad &= \frac{-\phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\rho\mu_1-\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)+\rho\phi(\mu_2)\Phi\left(\frac{\rho\mu_2-\mu_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{\Phi(\mu_1)-\Phi_2(\mu_1,\mu_2,\rho)} \\
E(z_1,\ z_1 < \mu_1,\ z_2 < \mu_2) \quad &= \frac{-\phi(\mu_1)\Phi\left(\frac{\mu_2-\rho\mu_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)-\rho\phi(\mu_2)\Phi\left(\frac{\mu_1-\rho\mu_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{\Phi_2(\mu_1,\mu_2,\rho)}
\end{aligned}\right\} \quad (156)$$

4.3. Le choix des variables à inclure

Le modèle probit concernant les deux décisions de diviser les titres et d'augmenter ou non les dividendes nécessite de définir les variables à y inclure. Ces variables sont censées déterminer les attentes du marché en termes de division de nominal à venir ou de dividendes. Ainsi, il est fait état dans la première partie (chapitre 3) que les divisions de nominal ont tendance à se produire après une période de forte hausse des cours et peuvent servir à ramener le niveau de prix à un niveau « acceptable ». On peut donc dans un premier temps intégrer dans ces variables le niveau de prix avant la division et une mesure de l'évolution passée des cours.

Ensuite, il est aussi mentionné au chapitre 2 que les divisions de titres ont une incidence sur les volumes de transactions et sur la volatilité. Elles peuvent modifier la liquidité ou le niveau de risque des actions. Il parait donc intéressant d'inclure aussi une mesure des volumes passés de transactions et une mesure de volatilité des rentabilités des titres dans les processus de décision. Concernant plus particulièrement l'anticipation du marché vis-à-vis de l'évolution des dividendes, deux variables sont prises en compte dans le modèle : le niveau du dividende un an avant et deux avant la division. Enfin, la valeur de marché de l'entreprise est aussi introduite en guise de variable de contrôle, pour tenir compte de l'effet « taille ».

Les méthodologies envisagées pour les études empiriques sont désormais clairement définies dans ce chapitre et le précédent. Il s'agit alors de déterminer maintenant les échantillons de données à récolter, nécessaires à leur application. Ces derniers sont présentés dans le chapitre suivant.

CHAPITRE 12 : *DONNEES EMPIRIQUES, STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET ETUDES EXPLORATOIRES*

Ce chapitre présente dans un premier temps les données et les échantillons utilisés dans la partie empirique de nos travaux. Ensuite, certaines statistiques descriptives sont discutées pour terminer par plusieurs études exploratoires dont les résultats sont intéressants : l'observation des délais de mise en place des opérations et de leurs annonces au marché, un recensement des parutions d'articles et avis financiers dans le quotidien *Les Echos* ainsi qu'une analyse des motivations affichées des dirigeants relatives à la décision de diviser ou multiplier le nominal des titres de leur société.

1. Définition des échantillons d'étude

Afin de mener à bien nos études empiriques, un nombre important de données sont récoltées et plusieurs échantillons d'entreprises sont établis. Le premier échantillon recense toutes les entreprises cotées sur le marché français ayant opéré une division/multiplication de nominal sur une période de 5 ans, entre janvier 2003 et décembre 2007. Tandis que les deux autres échantillons rassemblent respectivement toutes les entreprises cotées à Paris, distributrices de dividendes d'une part et non distributrices d'autre part, pour chaque année de la période considérée et dont les données nécessaires sont disponibles sur les différentes sources consultées.

1.1. Echantillon de divisions/multiplications de nominal

Les évènements sont identifiés et recoupés à partir de plusieurs sources d'informations financières comme *Les Echos*, ou différents sites internet dédiés à la bourse[46]. C'est en consultant ces mêmes sources ainsi que les parutions d'annonces au BALO que les différentes dates d'annonces et de réalisations sont repérées. Enfin, d'autres informations sont issues des rapports annuels des sociétés, consultables sur les sites internet de ces entreprises. Ainsi, plusieurs variables sont relevées pour chacune des 105[47] opérations de division/multiplication de nominal retenues et dont les informations nécessaires sont disponibles, telles que :

[46] Exemples : Euronext, abcbourse, Boursorama, Reuters, AMF.

[47] L'échantillon était constitué de 106 observations au départ mais, après analyse des observations extrêmes, une observation a été retirée (Anovo, division de nominal en 2003).

- les dates précises d'annonce au BALO, d'Assemblée Générale, d'annonce à la presse (Les Echos ou sites internet) et de réalisation effective
- les raisons invoquées par les dirigeants pour le recours à l'opération
- la présence ou non d'annonces et d'évènements simultanés
- le rapport de division des titres
- les informations relatives aux payements ou non de dividendes.

Quant aux données quantitatives pures, à savoir les cours de clôture, les valeurs de marché, les volumes de transactions quotidiens, le montant des dividendes et le « flottant » pour chaque entreprise de l'échantillon, celles-ci sont extraites de la base de données financière DATASREAM. Pour chaque observation de l'échantillon, plusieurs variables sont calculées, représentant notamment les X_{si} et X_{di} des deux probits de notre modèle, susceptibles de permettre au marché d'établir son espérance d'occurrence d'une division d'une part et d'augmentation des dividendes d'autre part. Ces variables sont les suivantes :

$Coursav$: cours du titre de l'entreprise 5 jours avant la division (non-ajusté), puisque des entreprises avec un cours élevé seraient d'avantage susceptibles d'opérer une division selon l'hypothèse d'ajustement des prix

$Courscib$: cours de bourse après la division (coursav ajusté = coursav/factdiv)

$Factdiv$: facteur de division

$Taille$: logarithme de la valeur de marché de l'entreprise 5 jours avant la division, taille est une variable de contrôle car possibilité de corrélation avec le cours

$Vol1m$: taux de rotation journalier (volume journalier/nombre total de titres) moyen calculé sur le mois avant la division, de j-25 à j-5, aussi une variable de contrôle, la division pouvant avoir un impact sur les volumes

$Volat6m$: volatilité du titre, variance des rendements quotidiens du titre calculée sur 6 mois avant la division, de j-125 à j-5, représente une mesure du risque, une entreprise risquée étant moins susceptible d'augmenter ses dividendes

$Runup$: ratio du cours du titre 5 jours avant la division sur le cours 1 an avant la division (j-255), cette variable représente l'évolution du titre depuis 1 an, la division ayant plus de chance d'être annoncée si le cours du titre a subi une hausse exceptionnelle

$Chdiv1an$: évolution du dividende précédent (augmenté, inchangé ou diminué)

$Chdiv2ans$: évolution du dividende 2 ans auparavant, ces deux dernières variables permettant de prendre en compte l'évolution passée des dividendes.

1.2. Echantillons de contrôle

Pour les entreprises distributrices de dividendes (D), les dates de paiement de dividende de 2003 à 2007 sont extraites de DATASTREAM et les mêmes variables que pour l'échantillon de division sont calculées en se basant sur ces dates. Alors que pour les entreprises non-distributrices (ND), les mêmes variables (à l'exception de celles relatives aux dividendes) sont calculées en se basant sur le 30 juin de chaque année.

Le choix de recenser toutes les entreprises du marché n'ayant pas divisé leurs titres pour nos échantillons de contrôle, plutôt que de faire du « matching » en se basant sur certaines caractéristiques des sociétés, est fait pour limiter les biais. En effet, sélectionner les entreprises de manière non-aléatoire et construire ainsi des sous-échantillons selon certaines caractéristiques tend à biaiser les résultats des probabilités de division, et pas forcément de manière similaire selon le sous-échantillon (D ou ND). Ce type de problèmes associés aux méthodes d'échantillonnage non-aléatoires en strates est discuté par Manski & McFadden (1981). Ils montrent que les estimateurs du probit sont biaisés car la distribution des caractéristiques dans l'échantillon ne reflète pas la distribution de la population totale. Une pondération est donc nécessaire pour refléter les différences entre sous-échantillons et les différences avec la population totale. Ce problème est illustré notamment par Palepu (1986) dans un article sur les acquisitions et leur prédiction par le marché.

Enfin, pour chacune des variables prises en compte et chaque entreprise de l'échantillon de divisions/multiplications de nominal, le nombre d'observations disponibles, les valeurs manquantes, extrêmes, moyennes, quantiles, écarts-type sont calculés et les tests de normalité et de corrélation sont mis en œuvre dans le but de détecter des observations ou mesures de variables pouvant biaiser les résultats. C'est ainsi qu'une opération de division de nominal (Anovo) est retirée de l'échantillon en raison de certaines valeurs trop extrêmes. Certaines transformations logarithmiques sont en outre préférées aux valeurs brutes dans les analyses pour les approcher d'avantage de la normalité.

2. Statistiques descriptives

Le tableau 3 présente le nombre d'opérations de divisions/multiplications de nominal étudiées ainsi que le nombre d'entreprises dans les échantillons de contrôle D et ND par année sur la période étudiée. Le tableau 4 présente quant-à-lui plus particulièrement les caractéristiques des deux échantillons de divisions et multiplications de nominal relatives au paiement des dividendes. Quant au tableau 5, il complète les deux précédents en présentant les valeurs moyennes pour chaque variable d'intérêt retenue et utile pour les études empiriques (la probabilité de rejet du test t de la moyenne est entre parenthèses).

Année	Divisions de nominal	Multiplications de nominal	Echantillon contrôle D	Echantillon contrôle ND
2003	6	1	396	217
2004	18	0	355	208
2005	18	3	339	198
2006	31	8	318	218
2007	20	0	314	214
Total	**93**	**12**	**1722**	**1055**

Tableau 3 : nombre d'observations par échantillon et par année

Le tableau 3 ne présente pas vraiment d'intérêt particulier en termes de commentaires si ce n'est que l'on constate une certaine stabilité dans la distribution des opérations année par année et dans la différence entre le nombre d'occurrences des divisions et des multiplications de nominal. Les divisions de nominal, paraissent ainsi assez courantes sur le marché français, tandis que les multiplications sont nettement plus rares.

	Div. de nominal	Mult. de nominal	Echantillon total
Nombre d'opérations	93	12	105
Entreprises payant des dividendes	79	2	81
Ent. payant des dividendes l'an passé	73	1	74
Annonce de dividende simultanée	61	2	63

Tableau 4 : informations relatives au paiement de dividendes

Par contre, les premières observations que l'on peut faire à partir du tableau 4 sont déjà plus intéressantes. En effet, la grande majorité (environs 82%) des entreprises annonçant une division de nominal paient régulièrement des dividendes à leurs actionnaires. De plus, presque 80% de ces entreprises distributrices de dividendes font aussi une annonce concernant la politique de dividendes et leur évolution, simultanément à l'annonce de la division de nominal. Quant aux données concernant les multiplications de nominal, il est difficile de les commenter du fait de leur faible nombre, on remarque tout de même qu'il s'agit de sociétés moins disposées à distribuer des dividendes à leurs actionnaires.

	Nb.	**coursav**	**cours cib**	**factdiv**	**taille**	**runup**	**vol1m**	**volat6m**
Divisions de nominal D	79	226,153 (0,023)	81,105 (0,099)	4,448 (<0,001)	6,251 (<0,001)	10,421 (<0,001)	0,183 (<0,001)	0,018 (<0,001)
Divisions de nominal ND	14	309,572 (0,199)	25,145 (0,005)	7,214 (0,003)	4,918 (<0,001)	6,599 (0,001)	0,164 (0,015)	0,025 (<0,001)
Total divisions	**93**	**238,711 (0,009)**	**72,681 (0,082)**	**4,864 (<0,001)**	**6,072 (<0,001)**	**9,871 (<0,001)**	**0,180 (<0,001)**	**0,019 (<0,001)**
Multiplicat° de nominal D	2	1,225 (0,438)	12,470 (0,425)	0,091 (0,059)	5,619 (0,243)	2,262 (0,381)	0,422 (0,489)	0,026 (0,242)
Multiplicat° ND	10	0,477 (<0,001)	7,197 (<0,001)	0,086 (<0,001)	3,848 (<0,001)	0,272 (0,863)	0,415 (0,013)	0,038 (<0,001)
Total multiplicat°	**12**	**0,602 (0,004)**	**8,076 (<0,001)**	**0,087 (<0,001)**	**4,143 (<0,001)**	**0,603 (0,652)**	**0,416 (0,006)**	**0,036 (<0,001)**

Tableau 5 : caractéristiques moyennes de l'échantillon de divisions/multiplications de nominal

En outre, on peut remarquer à partir des résultats figurant sur le tableau 5 ci-dessus que les caractéristiques moyennes des entreprises de l'échantillon diffèrent sensiblement selon que les sociétés distribuent ou non des dividendes à leurs actionnaires d'une part, et qu'elles annoncent une opération de division ou de multiplication de nominal d'autre part. Les entreprises annonçant une division et distribuant des dividendes sont de plus grande taille que celles qui n'en distribuent pas mais ont un niveau de cours avant la division inférieur. Leur facteur de division est lui aussi inférieur. Par contre, elles ont connu une plus forte augmentation de cours sur l'année précédente, avec des volumes de transactions comparables et une volatilité moindre que les entreprises non-distributrices de dividendes.

Les résultats sont similaires pour les multiplications de nominal, excepté comme on peut s'y attendre en ce qui concerne la valeur du cours avant/après l'opération et le facteur de division, où on observe l'inverse des divisions de nominal entre les entreprises D et ND. Enfin, les différences entre les entreprises qui divisent et celles qui multiplient leur nominal sont aussi très nettes, surtout la valeur du cours et son évolution avant l'opération, mais aussi en ce qui concerne les volumes de transactions et la volatilité passée des rentabilités (sensiblement supérieurs pour les multiplications). Les divisions ramènent le cours sous les 100€ alors que les multiplications le remontent au dessus d'1€. Ces deux valeurs représentent sans doute des limites hautes et basses de prix « psychologiques » pour les investisseurs individuels. Un titre dont le prix est supérieur à 100€ est considéré comme « cher », surtout au regard des quotités de négociations correspondantes. Tandis qu'un titre dont la valeur est inférieure à 1€ donne généralement l'image d'une mauvaise qualité.

3. Etudes exploratoires

Avant de débuter la partie empirique proprement dite, nous présentons ici quelques résultats intéressants de quatre études exploratoires menées sur notre échantillon de données. La première consiste en une analyse des délais de mise en place des opérations. Elle est complétée par l'étude des articles et informations parues dans le quotidien « *Les Echos* » et concernant les entreprises de notre échantillon sur une période de deux ans afin d'en appréhender plus précisément la visibilité. La troisième concerne plus particulièrement les motivations affichées des dirigeants et révélées publiquement au marché dans les différentes annonces et/ou avis financiers pour justifier le recours aux divisions/multiplications de nominal. Quant à la dernière, elle consiste à observer la valeur moyenne du flottant deux mois avant l'annonce au BALO, entre l'annonce et la réalisation et enfin deux mois après la réalisation de l'opération.

3.1. Une analyse du « timing » des opérations et de leur visibilité dans la presse financière

3.1.1. Le « timing » des opérations

Les résultats du tableau 6 ci-après montrent que le déroulement des opérations est sensiblement différent entre multiplications de nominal et divisions. Le processus est plus

étalé dans le temps et annoncé d'avantage à l'avance pour les premières. Par ailleurs, plus de la moitié des annonces à la presse (les annonces que les particuliers peu informés sont le plus susceptibles d'observer et de consulter) sont faites dans les cinq jours précédant la réalisation alors que l'opération est prévue depuis environs deux mois (40 jours de bourse).

	Div. de nominal	**Mult. de nominal**
Nombre d'opérations	93	12
Nb j. moy. entre l'annonce au BALO et l'Assemblée Générale	23,716	22,403
Nb j. moy. entre l'Assemblée Générale et l'annonce à la presse	5,669	72,441
Nb j. moy. entre l'annonce à la presse et la réalisation	14,369	14,107
Nb j. moy. entre l'annonce BALO et la réalisation	43,754	82,619
Nb d'opérations annoncées 5 jours max. avant la réalisation par communiqué de presse	45	2

Tableau 6 : le timing des opérations

3.1.2. Analyse des parutions d'annonces dans le quotidien « *Les Echos* »

Le but est ici de consulter plus particulièrement les avis financiers, la rubrique « Salle des marchés » (reprenant toutes les annonces de marché du jour) et les articles relatifs à ces entreprises dans le quotidien « *Les Echos* » sur une période de 3 mois avant la date de réalisation de chaque opération[48]. On peut alors appréhender de manière plus fine le processus d'annonce de l'opération, la valeur donnée à une telle information dans ce quotidien particulier (supposé représentatif de ce type de presse) et les délais entre annonce et réalisation.

Le tableau 7 récapitule les résultats obtenus pour la période choisie débutant en Aout 2003 et se terminant en Septembre 2005. 142 articles ont été repérés et récoltés à partir de la base de données « *Les Echos* ». Ceux-ci traitent de 25 des entreprises de l'échantillon de divisions et multiplications de nominal sur cette période de 25 mois, mais seulement 16 articles relatent l'occurrence de l'évènement, pour uniquement 11 d'entre eux. Ces premiers résultats permettent déjà de se poser la question de la légitimité de l'hypothèse de

[48] Cette analyse fut menée en consultant les quotidiens au format papier et la base de données en ligne « Les Echos ».

signalement et de transmission d'information privée du dirigeant d'entreprise au marché au moyen de l'annonce d'une division/multiplication. En effet, si divulgation d'information il y a, celle-ci semble pour le moins confidentielle. Elle n'est pas systématiquement reprise dans la presse économique et financière au même moment ou juste après sa première annonce au BALO mais plutôt quelques jours avant sa date de réalisation (voire le jour même).

	Div. de nominal	**Mult. de nominal**	**Total**
Nombre d'opérations	34	4	38
Nb d'articles traitant des entreprises concernées	106	36	142
Nb d'entreprises différentes dans ces articles	23	2	25
Nb d'articles mentionnant l'opération de div/mult	13	3	16
Nb d'opérations différentes dans ces articles	10	1	11
Nb d'opérations annoncées dans « Les Echos »	27	2	29
Nb d'annonces 5 jours max. avant la réalisation	12	0	12
Nb de jours moyen entre l'annonce et la réalisation	28,8	47,5	30,8
Nb de j. moyen entre la 1ère annonce et la réalisation	35,7	64,3	38,7

Tableau 7 : récapitulatif du dépouillement des articles et annonces parus dans « *Les Echos* » entre Aout 2003 et Septembre 2005

3.2. L'étude des motivations affichées des dirigeants à l'annonce

Cette étude succincte est réalisée en recensant toutes les causes et raisons évoquées publiquement par les dirigeants d'entreprises annonçant une division/multiplication de nominal dans notre échantillon. Ces motivations « officielles » figurent dans les annonces au BALO, les avis financiers, les communiqués de presse ou les rapports annuels des sociétés concernées. Au final, neuf propositions récurrentes ressortent de cette étude. Elles sont récapitulées dans le tableau 8. Les deux objectifs principaux affichés publiquement par les dirigeants quant au recours aux divisions de nominal sont ainsi « l'amélioration de la liquidité des titres » et « la facilitation d'accès aux investisseurs particuliers ». Concernant les multiplications de nominal, il s'agit plutôt de revaloriser le cours pour sortir d'une situation de « penny stock » généralement peu appréciée des investisseurs (qui y voient un signe de mauvaise qualité de l'action) et rendre le titre « plus attractif pour les institutionnels ».

Les résultats de cette petite étude montrent clairement que les deux opérations de division et multiplication sont destinées à favoriser tantôt les investisseurs individuels tantôt les institutionnels selon que l'on baisse ou que l'on augmente le niveau de cours des titres. Ces observations sont en accord avec notre hypothèse d'ajustement de l'actionnariat par les prix. L'objectif informationnel ne semble pas correspondre aux motivations des dirigeants sur le marché français. Il parait d'avantage d'ordre opérationnel, aussi bien pour les divisions que les multiplications et contredit en ce sens les résultats antérieurs de l'enquête de Yon (1987). Ils sont en outre plus en accord avec les résultats de Baker & Gallagher (1980) sur le marché américain[49]. Il faut cependant noter pour limiter la portée de ces affirmations qu'il ne s'agit ici que des raisons évoquées publiquement dans les annonces et avis financiers et non pas de réponses à des enquêtes proprement dites.

	Div. de nominal	**Mult. de nominal**	**Total**
Nombre d'opérations	93	12	105
Améliorer la liquidité du titre	51	1	52
Faciliter l'accès aux investisseurs individuels	33	0	33
Réajuster le cours après une période de forte hausse	8	0	8
Diminuer la volatilité du titre	0	6	6
Se rapprocher des normes du secteur	1	4	5
Elargir la base de l'actionnariat	1	0	1
Sortir de la situation de « penny stock »	0	6	6
Rendre le titre plus attractif pour les institutionnels	0	2	2
Ajuster la parité d'échange en vue d'une OPE	1	0	1

Tableau 8 : motivations affichées des dirigeants à l'annonce de l'opération

3.3. L'évolution du flottant les mois entourant l'opération

Le tableau 9 présente l'évolution du « flottant » en % pour chaque entreprise, c'est-à-dire la part des actions de la société disponible à la négociation pour le public et les investisseurs ordinaires (et non-détenues stratégiquement). La probabilité de rejet du test t de la moyenne est entre parenthèses.

[49] Voir respectivement les Chapitre 3 (2.2) et Chapitre 3 (2.1).

	Div. de nominal	Mult. de nominal
Nombre d'opérations	93	12
Flottant moyen avant l'annonce	0,496 (<0,0001)	0,555 (<0,0001)
Flottant moyen entre annonce et réalisation	0,491 (<0,0001)	0,573 (<0,0001)
Flottant moyen après la réalisation	0,523 (<0,0001)	0,573 (<0 ,0001)

Tableau 9 : évolution du flottant les mois entourant l'opération de division ou multiplication de nominal

On observe que le flottant tend à augmenter en moyenne dans notre échantillon suite à la division, particulièrement après sa réalisation (environ 3%), pour dépasser 50%. Alors que pour les multiplications de nominal, on observe aussi une augmentation du flottant moyen (environ 2%), mais celle-ci a lieu à l'annonce et non à la réalisation. Elle prend place lorsque le niveau de prix du titre est encore « abordable » pour les particuliers, avant son augmentation annoncée et alors que la valeur moyenne du flottant dépasse déjà les 50%. Ceci corrobore encore une fois notre hypothèse d'ajustement de l'actionnariat. D'une part, les conséquences d'une division de titres semblent aller dans le sens d'une augmentation du flottant et donc de la part des investisseurs particuliers non-contrôlants au détriment des institutionnels contrôlants. D'autre part, les résultats pour les multiplications de nominal appuient d'une certaine façon eux aussi l'idée d'une contrainte budgétaire forte pour les investisseurs particuliers et l'importance de la variable prix dans le choix de leurs portefeuilles de titres.

Ces premiers résultats étant exposés et brièvement discutés, il convient d'aborder dans les deux chapitres suivants les résultats plus complets des études d'évènement proprement dites et des analyses sur la liquidité et le risque des actions soumises à division ou multiplication de nominal

CHAPITRE 13 : *RESULTATS DES ETUDES D'EVENEMENT*

Ce chapitre est consacré à l'analyse des résultats des deux types d'études d'évènement présentées dans les chapitres précédents et effectuées sur nos données. Une première section concerne l'étude d'évènement sur les rentabilités des titres aux dates d'annonce et de réalisation retenues des opérations. Elle est complétée par les résultats de l'étude d'évènement conditionnel pour les divisions de nominal, plus particulièrement avec annonce simultanée sur les dividendes, à la date de réalisation uniquement. En effet, ce sont les seules opérations et date pour lesquelles on peut observer une réaction significative. La deuxième section récapitule et discute les résultats obtenus pour les volumes de transactions. Le sous-échantillon de multiplications de nominal avec annonce simultanée sur le dividende n'est pas détaillé dans les tableaux puisqu'il est identique au sous-échantillon de multiplications de nominal distribuant des dividendes (2 entreprises concernées).

1. Etude d'évènement sur les rentabilités des titres

Sont présentés dans un premier temps les résultats obtenus au moyen de l'étude d'évènement « classique » dont la méthodologie est développée au chapitre 10. L'objectif est de tester l'impact sur les cours des deux types d'évènement (division et multiplication) lors des dates d'annonce et d'exercice identifiées, et de déterminer l'existence ou non de rentabilités anormales statistiquement significatives autour de ces dates.

Concernant la date d'évènement de l'opération, il n'y a bien sûr aucune ambigüité possible pour la date de réalisation puisqu'il s'agit de la date unique à laquelle la division/multiplication est effectivement réalisée. Cependant, il est possible d'envisager différentes dates d'annonces. La première date à prendre en considération est bien sûr la date de parution au BALO de la convocation à l'Assemblée Générale Extraordinaire des actionnaires ayant la division à l'ordre du jour. Cette date est considérée comme la « vraie » date d'annonce, puisqu'elle est antérieure aux autres dates retenues. Il est possible quoi qu'il en soit qu'une partie des investisseurs (surtout ceux qui ne sont pas encore actionnaires de l'entreprise) ne réagissent pas immédiatement à cette première annonce. Ainsi deux autres dates sont prises en considération dans nos travaux, la date de l'Assemblée Générale lors de laquelle la décision est votée et la date de parution de l'avis financier relatant l'opération dans la presse financière ou les sites internet dédiés.

L'étude est effectuée sur 3 fenêtres d'évènements différentes, afin de mieux appréhender les phénomènes d'anticipation ou de réaction « tardive » des investisseurs, notamment les investisseurs individuels. Ces derniers sont supposés moins bien « informés » et/ou subissant des coûts de recherche d'information plus élevés vis-à-vis des institutionnels. La réaction moyenne des cours est donc analysée le jour de l'évènement, cumulée sur 3 jours centrés sur la date de l'évènement et enfin cumulée sur 5 jours centrés sur la date de l'évènement. L'indice SBF250 est utilisé comme indice de marché dans le calcul de la norme, aussi bien pour le modèle de marché classique que le modèle à erreurs GARCH, mais seulement les résultats obtenus en utilisant le modèle GARCH sont présentés ici par soucis de simplicité et de clarté. Les résultats obtenus avec le modèle de marché sans modélisation des erreurs sont très similaires quoique les tests soient sensiblement moins significatifs[50]. Ceci pouvait être attendu puisque la modélisation GARCH des erreurs affine la valeur des rentabilités anormales et réduit leur dispersion. La fenêtre d'estimation débute 20 jours après la date d'évènement et se termine 270 jours après (250 jours de bourse).

Nous présentons ensuite les résultats de l'étude d'évènement conditionnel à la date d'exercice pour les divisions uniquement, plus spécifiquement pour les divisions avec annonce simultanée de dividende. Ce sont les seules opérations et date d'évènement où des rentabilités anormales significatives sont observées. Cette analyse permet de distinguer l'impact de l'annonce simultanée de distribution de dividendes de ce sous-échantillon. En effet, la plupart des annonces adjacentes sur le dividende dans notre échantillon sont des augmentations, ce qui peut entrainer une sur-réaction positive du marché sur les cours.

1.1. Impact des divisions/multiplications de nominal sur les rentabilités des titres

1.1.1. A la date d'annonce de l'évènement au BALO

Le tableau suivant présente les résultats de l'étude d'évènement à la date de parution au BALO de la convocation à l'Assemblée Générale votant la décision. *Dont Adivsim* représente le sous-échantillon d'entreprises pour lesquelles l'annonce sur les dividendes est simultanée à l'annonce sur le nominal. Y figurent les rentabilités anormales des différentes fenêtres d'évènement ainsi que les tests paramétriques et non-paramétriques de significativité.

[50] Les résultats de l'étude d'évènement avec le modèle de marché simple, sans modélisation GARCH des erreurs, figurent en annexe 3.

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	RAM RAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	-0,0006	-1,913	-0,242	-0,370
			3 j.	-0,0003	-1,463	-0,080	-0,319
			5 j.	0,0015	-1,013	0,346	0,230
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	-0,0005	-1,408	-0,194	-0,275
			3 j.	0,0018	-0,896	0,507	0,311
			5 j.	0,0020	-0,640	0,412	0,480
	ND	14	**1 j.**	0,0128	1,604	1,746	1,705
			3 j.	0,0091	1,069	0,852	1,082
			5 j.	-0,0164	0	-0,521	0,566
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0014**	**-1,141**	**0,560**	**0,512**
			3 j.	**0,0114**	**-0,933**	**0,347**	**0,165**
			5 j.	**-0,0012**	**-0,933**	**-0,193**	**0,451**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0009	0	0,572	0,034
			3 j.	0,0449	1,414	2,598	4,806
			5 j.	0,0396	1,414	1,412	3,841
	ND	10	**1 j.**	-0,0042	0	-0,302	-0,063
			3 j.	-0,0267	0	-1,145	-0,458
			5 j.	-0,0063	1,897	-0,110	0,059
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**-0,0034**	**0**	**-0,290**	**-0,063**
			3 j.	**-0,0148**	**0,577**	**-0,704**	**0,047**
			5 j.	**0,0013**	**2,309**	**0,0283**	**0,210**

Tableau 10 : RAM et RAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date d'annonce au BALO des divisions/multiplications de nominal (GARCH)

3 annonces publiées au BALO sur les 105 opérations au total sont faites dans les 5 jours entourant la date d'Assemblée Générale (GlobalEco, Hiolle Ind., Orchestra Kazibao). Aucune rentabilité anormale significative n'est détectée lors de l'annonce de l'évènement,

excepté pour les deux multiplications de nominal faites par des entreprises distribuant des dividendes. Mais il est difficile de conclure quant à ce résultat puisqu'il ne concerne que deux observations. Cette absence de réaction réellement significative des cours sur notre échantillon implique que le marché ne semble pas réagir à l'annonce d'une telle opération. Ces résultats tendent à infirmer dans une certaine mesure l'hypothèse de signalement. La date d'annonce au BALO étant la date de première annonce de l'évènement, la réaction du marché devrait avoir lieu à cette unique date si la division devait constituer une information nouvelle sur les perspectives futures de la société.

Il est tout de même possible que l'annonce de la division au BALO ne constitue pas véritablement la date de révélation de la nouvelle information au marché dans son ensemble. On peut raisonnablement émettre l'hypothèse que les investisseurs individuels soient mal et peu informés. Si bien qu'ils ne s'aperçoivent de la division/multiplication que plus tard dans le processus, au moment du vote de la décision à l'Assemblée Générale Extraordinaire (AGE) des actionnaires, lors de la parution d'un communiqué de presse ou seulement lors de la réalisation effective de la division/multiplication. La réaction à ces différentes dates est analysée dans ce qui suit.

1.1.2. A la date de l'Assemblée Générale et à la date de parution de l'avis financier

Les résultats suivants concernent les rentabilités anormales détectées d'une part autour de la date de l'Assemblée Générale Extraordinaire des actionnaires qui votent la décision de division ou multiplication, et d'autre part à la date de parution de l'avis dans la presse financière ou les sites internet dédiés à la bourse avant la réalisation de l'opération. Il semble encore une fois qu'aucune réaction ne soit observable à la date de l'Assemblée Générale. Comme on le voit dans le tableau 11 ci-après, les tests ne détectent pas réellement de rentabilité anormale statistiquement significative, quelle que soit la fenêtre d'évènement ou le sous-échantillon considéré. Les résultats semblent plus significatifs au tableau 12 pour la date de parution de l'avis financier. Cependant, il faut tenir compte du fait qu'un nombre considérable de ces annonces à la presse sont faites le jour même de la réalisation de l'opération ou dans les 5 jours précédents (38 opérations concernées). Ceci est sans doute une source de biais important puisque les résultats suivants pour la date d'exercice sont très significatifs. En outre, 51 des annonces à la presse sont faites dans les 5

jours entourant la date d'Assemblée Générale. Ainsi au total, 81 dates d'annonces à la presse sur 105 se chevauchent avec la date d'Assemblée Générale ou la date d'exercice. Il est donc difficile et périlleux d'en interpréter directement les résultats.

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	RAM RAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,0037	0,338	1,357	1,513
			3 j.	0,0051	0,113	1,470	1,242
			5 j.	0,0083	0,338	1,706	1,449
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0053	0,896	1,808	1,905
			3 j.	0,0032	-0,128	0,864	0,679
			5 j.	0,0078	0,128	1,411	1,202
	ND	14	**1 j.**	-0,0002	1,604	-0,035	-0,040
			3 j.	0,0076	1,069	1,065	1,033
			5 j.	0,0073	1,069	0,753	0,666
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0031**	**0,933**	**1,283**	**1,418**
			3 j.	**0,0055**	**0,518**	**1,752**	**1,500**
			5 j.	**0,0082**	**0,726**	**1,867**	**1,582**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0387	1,414	2,588	4,050
			3 j.	0,0078	0	0,158	-0,462
			5 j.	-0,0113	0	-0,154	-0,672
	ND	10	**1 j.**	-0,0065	-1,897	-0,406	-0,140
			3 j.	-0,0156	-1,265	-0,751	-0,764
			5 j.	-0,0212	-2,530	-0,907	-1,115
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,0011**	**-1,155**	**0,074**	**0,513**
			3 j.	**-0,0117**	**-1,155**	**-0,637**	**-0,971**
			5 j.	**-0,0196**	**-2,309**	**-0,916**	**-1,391**

Tableau 11 : RAM et RAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date d'Assemblée Générale des divisions/multiplications de nominal (GARCH)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	RAM RAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,0021	-0,338	0,776	0,776
			3 j.	0,0135	1,688	3,028	2,809
			5 j.	0,0206	1,013	3,541	3,295
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0003	-0,640	0,115	0,256
			3 j.	0,0115	1,408	2,483	2,324
			5 j.	0,0183	0,384	2,657	2,577
	ND	14	**1 j.**	0,0014	0,534	0,134	0,049
			3 j.	0,0285	1,069	1,364	1,277
			5 j.	0,0370	1,069	1,730	1,555
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0020**	**0,104**	**0,726**	**0,719**
			3 j.	**0,0157**	**1,970**	**3,222**	**3,098**
			5 j.	**0,0231**	**1,348**	**3,928**	**3,662**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0336	1,414	2,178	5,290
			3 j.	0,0327	1,414	1,561	13,956
			5 j.	0,0815	1,414	1,044	1,188
	ND	10	**1 j.**	0,0028	1,265	0,535	0,364
			3 j.	0,0308	1,265	1,942	2,157
			5 j.	0,0392	0,632	1,407	1,714
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,0080**	**1,732**	**1,352**	**1,155**
			3 j.	**0,0311**	**1,732**	**2,330**	**2,417**
			5 j.	**0,0463**	**1,155**	**1,823**	**1 ,980**

Tableau 12 : RAM et RAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date de parution de l'avis financier des divisions/multiplications de nominal (GARCH)

1.1.3. A la date d'exercice (ou de réalisation)

Il s'agit ici des résultats pour la date de réalisation de la division ou multiplication de nominal, c'est-à-dire le jour où l'opération est effectivement mise en place.

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	RAM RAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,0170	3,713	3,915	4,069
			3 j.	0,0169	3,263	2,911	2,983
			5 j.	0,0190	2,813	2,899	3,125
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0154	2,945	3,033	3,207
			3 j.	0,0136	2,689	1,941	2,117
			5 j.	0,0175	2,433	2,224	2,470
	ND	14	**1 j.**	0,0001	0,535	0,0137	-0,0787
			3 j.	0,0225	0,535	1,190	1,079
			5 j.	0,0469	2,673	2,131	1,852
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0145**	**3,629**	**3,773**	**3,922**
			3 j.	**0,0178**	**3,215**	**3,141**	**3,186**
			5 j.	**0,0232**	**3,629**	**3,566**	**3,625**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0023	1,414	2,169	1,212
			3 j.	0,0108	1,414	4,254	1,383
			5 j.	0,0178	1,414	4,202	1,381
	ND	10	**1 j.**	0,0002	0	0,009	-0,128
			3 j.	0,0183	0	1,282	1,250
			5 j.	-0,0041	-0,632	-0,250	-0,173
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,0006**	**0,577**	**0,029**	**-0,095**
			3 j.	**0,0170**	**0,577**	**1,443**	**1,420**
			5 j.	**-0,0005**	**0**	**-0,035**	**0,071**

Tableau 13 : RAM et RAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal (GARCH)

Les résultats sont nettement plus significatifs, avec une rentabilité anormale en excédent d'environ 1,45 % le jour de la réalisation pour les divisions de nominal, très significative au regard des trois tests employés. La présence ou non d'une annonce

simultanée sur les dividendes n'apparait pas faire de différence majeure sur les rentabilités. Par contre les rentabilités anormales pour les entreprises qui divisent et ne distribuent pas de dividendes (ND) ne sont pas significatives (sauf pour la fenêtre de 5 jours). Il en est de même pour les entreprises qui multiplient leur nominal, qu'elles annoncent simultanément une distribution de dividendes ou non. Le graphique ci-dessous montre que la réaction des prix a principalement lieu le jour même de la réalisation de la division, elle ne semble pas anticipée et la réaction aux jours 1 et 2 est de plus faible amplitude.

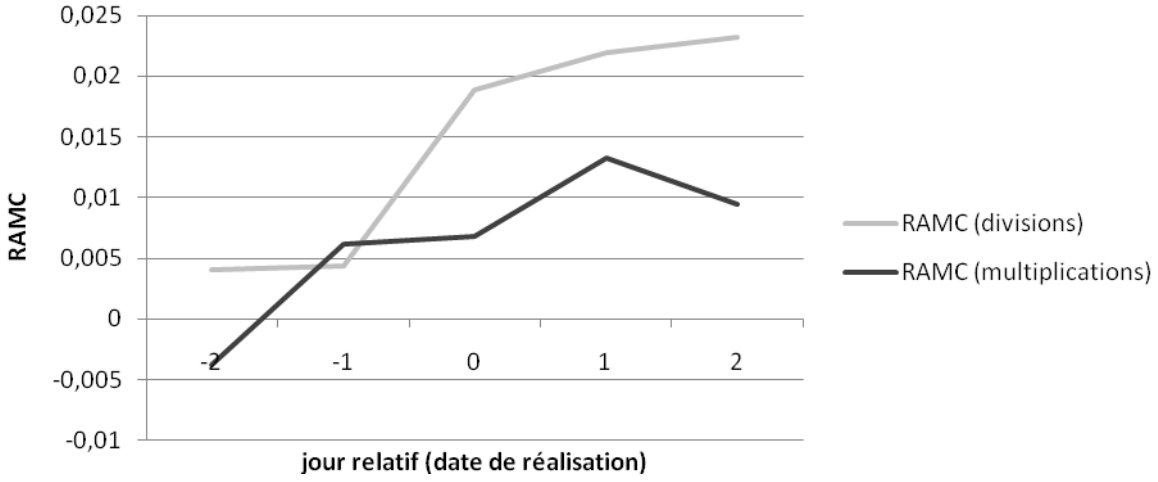


Figure 9 : graphique des RAMC (GARCH) des 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal

Il est cependant encore impossible à ce stade de lier réellement cette réaction des cours à l'information privée potentielle des dirigeants, diffusée au marché par l'annonce de l'opération. Ces résultats semblent tout de même davantage en accord avec l'hypothèse d'ajustement des prix. En effet, la réaction n'a lieu que lorsque le niveau de cours du titre est effectivement diminué. La conduite de l'étude d'évènement conditionnel qui suit permet alors d'analyser plus finement cette réaction, de la lier ou non à l'information potentielle contenue dans l'opération, et de séparer plus finement l'effet de l'annonce simultanée de dividendes pouvant provoquer une sur-réaction du marché.

1.2. <u>Résultats de l'étude d'évènement conditionnel, distinction des effets</u>

Les résultats sont présentés ici en première partie pour l'échantillon complet de 93 divisions de nominal. Il s'agit de l'étude des rentabilités anormales à la date de réalisation conditionnellement à l'annonce de la division. Les RA employées sont les RAM le jour de la

date de réalisation puisque ce sont les plus importants et significatifs des trois fenêtres d'évènement considérées. La deuxième partie concerne uniquement l'échantillon des 61 divisions avec annonce simultanée sur les dividendes. La variable $coursav$ est remplacée par son logarithme afin de la normaliser et d'améliorer la significativité des résultats.

1.2.1. Lien avec l'information contenue dans la réalisation de la division

Le tableau 14 présente les résultats de l'étude d'évènement conditionnel (probit de sélection et régression des RAM) pour les divisions de nominal de notre échantillon. Les résultats sont différenciés selon la distribution ou non dividendes. Les chiffres entre parenthèses représentent d'une part la probabilité de rejet du test t de la moyenne pour le probit et d'autre part les valeurs du test t corrigé[51] pour la régression MCO.

Modèle	Entreprises D	Entreprises ND	Echantillon total
1ère étape : Probit pour la décision de diviser			
variable à expliquer :	splitdum		
variables explicatives :			
Constante	-2,9811 (<0,001)	-5,0615 (<0,001)	-3,2784 (<0,001)
lncoursav	0,3382 (<0,001)	0,5878 (<0,001)	0,3718 (<0,001)
Taille	-0,0359 (0,165)	0,2986 (0,006)	0,0048 (0,820)
Runup	-0,0017 (0,014)	-0,0076 (0,104)	-0,0019 (0,004)
Vol1m	1,0235 (<0,001)	-0,5643 (0,365)	0,3522 (0,008)
Log max.vraisemblance	-292,425	-43,448	-348,837
2ème étape : régression MCO			
variable à expliquer :	RAM		
Variables explicatives :			
constante	-0,0499 (-2,062)	0,0146 (-0,617)	-0,0304 (-1,563)
$lambda_s$	0,0345 (2,675)	-0,0073 (-0,638)	0,0230 (2,212)

Tableau 14 : étude des RAM conditionnellement à l'annonce de la division

Pour l'échantillon total de divisions, les coefficients de $lncoursav$ et $vol1m$ sont positifs et significatifs (respectivement 0,37 et 0,35 environ, significatifs au seuil de 1/100).

[51] Test t réalisé avec les écart-types corrigés à partir de la matrice variance-covariance asymptotique des paramètres, comme précisé dans la partie méthodologique, et figurant en annexe 3.

Les entreprises avec un niveau de cours et des volumes de transaction élevés sont donc davantage susceptibles de diviser leurs actions que les autres. Par contre, il semble que l'évolution passée des cours agisse dans le sens opposé à nos attentes sur la probabilité d'occurrence de la division inférée par le marché, avec un coefficient significatif négatif. Quant au coefficient de la variable taille, il n'est pas du tout significatif.

En observant plus précisément les résultats du probit pour les entreprises D et ND séparément, on remarque des différences intéressantes. En effet, le coefficient de la variable $vol1m$ pour les entreprises D est trois fois supérieur au coefficient de l'échantillon total et de sens opposé à l'échantillon d'entreprises ND. Par contre, le coefficient de $lncoursav$ reste positif et significatif pour les deux sous-échantillons, mais deux fois supérieur pour les ND. La taille de l'entreprise devient significative et positive pour les entreprises ND seulement. Les entreprises ne distribuant pas de dividendes ont donc plus de chance d'annoncer une division si elles sont de grande taille et avec un niveau de cours élevé. Tandis que les entreprises distribuant des dividendes à leurs actionnaires ont plus de chances d'opérer une division si le niveau de cours et les volumes de transactions sont élevés.

Les résultats de la régression en 2ème étape méritent aussi quelques commentaires. Tout d'abord l'hypothèse d'un contenu informationnel de l'annonce et du lien avec les rendements anormaux constatés semble se confirmer dans une certaine mesure. En effet, le coefficient de $lambda_s$ est positif et significatif pour l'échantillon total de divisions, de même que pour le sous-échantillon D. Ce coefficient n'est pas significatif pour les entreprises ND mais on remarque tout de même qu'il est de sens opposé aux entreprises D, on peut donc penser que les deux annonces ne sont pas des substituts informationnels. Si c'était le cas, une surprise comparable par l'annonce de la division devrait entrainer un impact moins important pour les entreprises distribuant des dividendes. C'est alors logiquement le coefficient de $lambda_s$ pour les entreprises ND qui devrait être supérieur. On peut alors émettre raisonnablement l'hypothèse, comme FFJR (1969) et GMT (1984), que la réaction favorable des cours est surtout due à l'annonce simultanée d'augmentation des dividendes, puisque le lien entre la nouvelle information et les RA n'est significatif que pour les entreprises distribuant des dividendes (environ 80% des entreprises distribuant des dividendes de l'échantillon de divisions ont annoncé simultanément les deux évènements).

1.2.2. Séparation de l'effet de l'annonce d'augmentation du dividende

Le tableau 15 suivant présente les résultats de l'étude d'évènement conditionnel (probit bivarié de sélection et régression par les moindres carrés ordinaires des RAM) pour les 61 opérations de division de nominal avec annonce simultanée de dividendes de l'échantillon. Les chiffres entre parenthèses représentent la probabilité de rejet du test t de la moyenne pour le probit bivarié et les valeurs du test t corrigé[52] pour les régressions MCO.

Modèle	**Division (1)**	**Dividendes (2)**	**Division et Dividendes (3)**
1ère étape : Probit bivarié pour la décision de diviser et sur les dividendes			
variable à expliquer :	Splitdum	Augmdiv	
variables explicatives :			
Constante	-3,1402 (<0,001)	-0,2747 (<0,073)	
lncoursav	0,3318 (<0,001)	0,0327 (<0,250)	
Taille	-0,0262 (0,347)	0,0523 (<0,001)	
Runup	-0,0017 (0,028)	0,0019 (0,005)	
Vol1m	1,0559 (<0,001)		
Volat6m		-4,1663 (0,113)	
Chdiv1an		0,1787 (<0,001)	
Chdiv2ans		0,0699 (0,081)	
ρ	0,2163 (0,006)		
Log max.vraisemblance	-1409		
2ème étape : régressions MCO			
variable à expliquer :	RAM		
Variables explicatives :			
constante	0,0376 (3,402)	0,0162 (2,823)	0,0371 (3,827)
$lambda_s$	-0,0801 (-2,402)		-0,1286 (-3,004)
$Lambda_d$		-0,0011 (-0,200)	0,0183 (2,189)

Tableau 15 : étude des RAC conditionnellement à l'annonce simultanée de la division et de distribution de dividendes

[52] Test t réalisé avec les écart-types corrigés à partir de la matrice variance-covariance asymptotique des paramètres, comme précisé dans la partie méthodologique.

La prise en compte de l'annonce simultanée sur les dividendes et la séparation de son impact sur les rentabilités amène à des résultats très différents de ceux obtenus auparavant. Les résultats du probit bivarié sont similaires au probit précédant pour les divisions. Quant aux résultats de l'estimation du probit pour l'augmentation de dividendes, ceux-ci montrent qu'elle est partiellement prédictible. Les entreprises de grande taille, avec un cours élevé ayant subit une forte évolution sur l'année passée et ayant déjà augmenté les deux dividendes précédents ont une probabilité plus importante d'annoncer une nouvelle augmentation, toutes choses égales par ailleurs. L'effet de la volatilité semble très important, mais n'est pas significatif sur notre échantillon.

Les résultats de la régression MCO univariée de $lambda_s$ dans la 2ème étape (modèle 1) sont opposés à ceux du tableau 14. La nouvelle information « pure » liée à la division apparait avoir en fait un impact négatif sur les rentabilités. Ce serait donc l'annonce simultanée d'augmentation de dividendes qui entraine l'impact positif des cours. Cependant le coefficient de $lambda_d$ est négatif mais pas significatif dans la régression du modèle (2). Ceci est tout de même confirmé par les résultats de la régression bivariée du modèle (3).

Dans cette dernière régression, les deux coefficients β_s et β_d sont significatifs et de signe opposé. Ceci implique que les deux évènements possèdent un contenu informationnel propre, ce ne sont pas des substituts. Bien au contraire, il apparait que la réaction favorable des cours que l'on peut observer à la date de réalisation soit surtout liée à l'annonce d'augmentation des dividendes (plus précisément dans notre cas à l'annonce de la poursuite de la politique d'augmentation annuelle du dividende) ou à d'autres variables que nous n'avons pas prises en compte. En effet, la constante capte une partie importante de l'effet sur les rentabilités dans notre modèle. La division seule semble quant-à elle être perçue davantage comme une mauvaise information (si elle en est une) par le marché, puisque celui-ci y réagit négativement.

2. Etude d'évènement sur les volumes de transactions

Seuls les résultats pour la première date d'annonce au BALO et la date de réalisation de l'opération sont observés dans ce qui suit. En effet, les résultats précédents de l'étude d'évènement sur les rentabilités pour les deux autres dates d'Assemblée Générale et de parution de l'avis financier montrent que ces dates ne peuvent pas être considérées comme

des dates d'annonce. Les résultats obtenus pour la date de l'avis financier sont biaisés par le chevauchement des fenêtres d'évènement avec la date de réalisation. En outre, il a déjà été précisé que la nouvelle information ne devrait être divulguée que lors de la première annonce publique (au BALO).

Concernant l'estimation de la norme, les deux modèles étudiés et retenus au chapitre 10 (volume moyen du titre et FTSM) sont employés. Les résultats pour chacun d'eux sont présentés à titre de comparaison. La mesure principale de volume utilisée est le taux de rotation des titres (TRV). Les résultats pour la seconde mesure considérée, le taux d'accroissement du volume (TAV), figurent en annexe. En effet, la méthodologie concernant les volumes de transactions n'est pas généralisée dans la littérature existante et il est difficile à priori de privilégier l'un ou l'autre des modèles ou des variables d'intérêt. Cependant les résultats obtenus avec le taux d'accroissement du volume sont très peu significatifs et parfois même contraires à ceux obtenus avec le taux de rotation du volume. Il semble que cette mesure soit inappropriée et ne permette pas de déceler et/ou tester correctement la présence de volumes anormaux comme pour les rentabilités. En outre, les simulations menées par Mai et Tchemeni (1996) amènent à privilégier le taux de rotation des titres comme mesure de volume. L'indice de marché utilisé dans le cas du FTSM est un indice équipondéré calculé sur la base de notre échantillon de contrôle total. Quant au volume moyen du titre, ce dernier est estimé sur une période de 250 jours de bourse antérieure à l'évènement se terminant 20 jours avant cette date.

Les résultats pour les deux modèles d'estimation de la norme sont présentés ci-après successivement avec les abréviations suivantes :

- VMT : volume moyen du titre sur la période d'estimation
- FTSM : « finite-adjustement time serie model ».

2.1. A la date d'annonce de l'évènement au BALO

Les résultats autour de la date d'annonce de division/multiplication de nominal ne permettent pas de conclure à la présence de volumes de transactions anormaux. En effet, aucun $VAMC$ significatif pour le test des signes ne peut être observé, quel que soit le modèle utilisé (ou la variable d'intérêt : taux d'accroissement du volume en annexe) et la

fenêtre d'évènement, excepté pour l'échantillon total de divisions et la réaction cumulée sur les 5 jours entourant l'opération avec le VMT. Le $VAMC$ est significatif au regard des trois tests employés, sachant que celui à privilégier est le test des signes (Cf. chapitre 10).

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	VAM VAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,3872	0,788	2,643	2,941
			3 j.	0,8613	0,788	2,925	3,192
			5 j.	1,4267	1,913	3,089	3,349
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,3583	0,384	2,505	2,949
			3 j.	0,8539	0,384	2,667	2,704
			5 j.	1,3458	0,896	2,612	2,629
	ND	14	**1 j.**	0,3149	1,069	1,003	1,059
			3 j.	0,8812	0,535	1,373	1,621
			5 j.	1,0366	1,604	0,981	1,450
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,3765**	**1,141**	**2,841**	**3,133**
			3 j.	**0,8640**	**0,933**	**3,228**	**3,529**
			5 j.	**1,3697**	**2,385**	**3,250**	**3,632**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,1272	0	0,341	0,678
			3 j.	0,6324	1,414	2,678	7,082
			5 j.	0,1490	0	0,206	0,430
	ND	10	**1 j.**	0,0117	0,632	0,043	-0.014
			3 j.	-0,1896	-1,265	-0,330	-0,391
			5 j.	0,0616	0	0,063	0,078
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,0117**	**0**	**0,043**	**-0,014**
			3 j.	**-0,0401**	**-0,577**	**-0,084**	**-0,090**
			5 j.	**0,0775**	**0**	**0,097**	**0,171**

Tableau 16 : VAM et VAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date d'annonce au BALO des divisions/multiplications de nominal (TRV, VMT)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.		VAM VAMC	t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,2849	-0,113	2,025	2,279
			3 j.	0,5577	-0,338	2,141	2,098
			5 j.	0,7924	0,788	2,019	2,064
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,2168	-0,128	1,521	1,824
			3 j.	0,5865	-0,384	1,959	1,663
			5 j.	0,7838	-0,128	1,745	1,593
	ND	14	**1 j.**	0,2427	-0,535	0,716	0,500
			3 j.	0,5442	0,535	1,305	1,071
			5 j.	0,6866	0	0,952	1,154
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,2790**	**-0,311**	**2,160**	**2 ,320**
			3 j.	**0,5557**	**-0,104**	**2,416**	**2,293**
			5 j.	**0,7774**	**0,726**	**2,217**	**2,265**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,3038	0	0,776	0,807
			3 j.	0,5218	0	0,209	0, 248
			5 j.	-0,7803	0	-0,583	-0,354
	ND	10	**1 j.**	0,1175	0	0,304	0,302
			3 j.	-0,1281	-1,265	-0,353	-0,397
			5 j.	0,0102	-0,632	0,014	0,059
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,1175**	**-0,577**	**0,304**	**0,302**
			3 j.	**-0,0632**	**-1,155**	**-0,191**	**-0,156**
			5 j.	**-0,1335**	**-0,577**	**-0,220**	**-0,071**

Tableau 17 : VAM et VAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date d'annonce au BALO des divisions/multiplications de nominal (TRV, FTSM)

Il est cependant difficile de conclure quant à ce résultat. En observant de plus près les sous-échantillons D et ND, on s'aperçoit que le test des signes des $VAMC$ n'est réellement significatif que pour les divisions de nominal d'entreprises distribuant des dividendes, mais

sans annonce simultanée, et ce seulement en utilisant le volume moyen du titre dans l'estimation de la norme.

2.2. A la date d'exercice (ou de réalisation)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.		VAM VAMC	t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,2833	1,238	2,730	2,162
			3 j.	1,0530	3,038	4,260	4,447
			5 j.	1,5750	3,488	4,531	4,696
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,2194	0,384	1,757	1,343
			3 j.	0,8666	1,921	2,929	3,117
			5 j.	1,3478	2,433	3,231	3,439
	ND	14	**1 j.**	0,1749	0	0,778	1,292
			3 j.	0,6989	0,535	1,619	1,895
			5 j.	1,0458	0,535	1,207	1,540
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,2691**	**1,141**	**2,848**	**2,480**
			3 j.	**1,0018**	**3,007**	**4,552**	**4,818**
			5 j.	**1,4994**	**3,422**	**4,665**	**4,956**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	-0,4718	-1,414	-1,004	-0,805
			3 j.	-0,4818	0	-0,545	-0,717
			5 j.	-0,8870	-1,414	-1,113	-1,062
	ND	10	**1 j.**	-1,4834	-2,530	-1,359	-1,156
			3 j.	-1,9464	-1,897	-1,301	-1,087
			5 j.	-2,4174	-0,632	-1,187	-1,096
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**-1,3569**	**-2,887**	**-1,423**	**-1,262**
			3 j.	**-1,6802**	**-1,732**	**-1,367**	**-1,217**
			5 j.	**-2,1623**	**-1,155**	**-1,277**	**-1,235**

Tableau 18 : VAM et VAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal (TRV, VMT)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	VAM VAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,2453	0,788	2,590	1,850
			3 j.	0,7630	3,038	4,219	4,586
			5 j.	1,0527	3,488	4,356	4,489
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,2340	0,128	2,034	1,569
			3 j.	0,5875	1,921	2,703	3,083
			5 j.	0,8400	1,921	2,880	3,068
	ND	14	**1 j.**	0,0190	0	0,079	0,717
			3 j.	0,6813	0,535	1,932	2,361
			5 j.	0,9092	1,069	1,351	1,642
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,2142**	**0,726**	**2,435**	**1,997**
			3 j.	**0,7524**	**3,007**	**4,608**	**5,067**
			5 j.	**1,0331**	**3,629**	**4,560**	**4,806**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	-0,3250	-1,414	-1,162	-0,889
			3 j.	-0,1432	0	-0,355	-0,640
			5 j.	-0,1546	0	-0,323	-0,618
	ND	10	**1 j.**	-1,5055	-2,530	-1,503	-1,211
			3 j.	-1,4282	-1,265	-1,517	-1,211
			5 j.	-1,8692	-1,265	-1,525	-1,325
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**-1,3579**	**-2,887**	**-1,543**	**-1,295**
			3 j.	**-1,195**	**-1,155**	**-1,533**	**-1,296**
			5 j.	**-1,5575**	**-1,155**	**-1,533**	**-1,395**

Tableau 19 : VAM et VAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal (TRV, FTSM)

Les résultats présentés dans les tableaux 18 et 19 ci-avant concernent la réaction des volumes de transaction (taux de rotation des titres) autour de la date de réalisation effective de l'opération avec les deux modèles d'estimation considérés.

Ces deniers sont nettement plus significatifs que les précédents. En effet, on observe d'importants volumes anormaux moyens cumulés autour de la date de réalisation d'une opération de division de nominal (de 100 à 150% environ sur 5 jours selon le modèle d'estimation de la norme utilisé) très significatifs (pour les trois tests) surtout pour les entreprises distribuant des dividendes. Les volumes anormaux concernant les multiplications de nominal sont de sens opposé, de l'ordre de -150 à -200% environ cumulés sur 5 jours, mais nettement moins significatifs. Il semble ainsi que la réaction des cours et les rentabilités en excès observées autour de cette date soient en fait davantage la résultante des mouvements de transaction sur ces titres, plutôt que la réaction du marché à une éventuelle information nouvelle concernant les résultats futurs de l'entreprise.

Afin de mieux appréhender l'évolution des volumes de transaction anormaux autour de la réalisation de la division comme pour l'étude sur les rentabilités, les deux figures 10 et 11 ci-dessous reprennent sous forme de graphiques les $VAMC$ centrés sur les 5 jours entourant la réalisation de l'opération. Y sont distingués les divisions des multiplications et les deux modèles utilisés. On remarque que les $VAMC$ sont sensiblement réguliers sur chacun des 5 jours de la fenêtre d'évènement pour les divisions. La réaction semble donc être d'une certaine mesure anticipée et ne se fait pas de manière instantanée puisque son ampleur ne faiblit pas aux jours 1 et 2. Alors que pour les multiplications de nominal, les volumes anormaux négatifs n'apparaissent qu'à partir de la date de réalisation (jour 0).

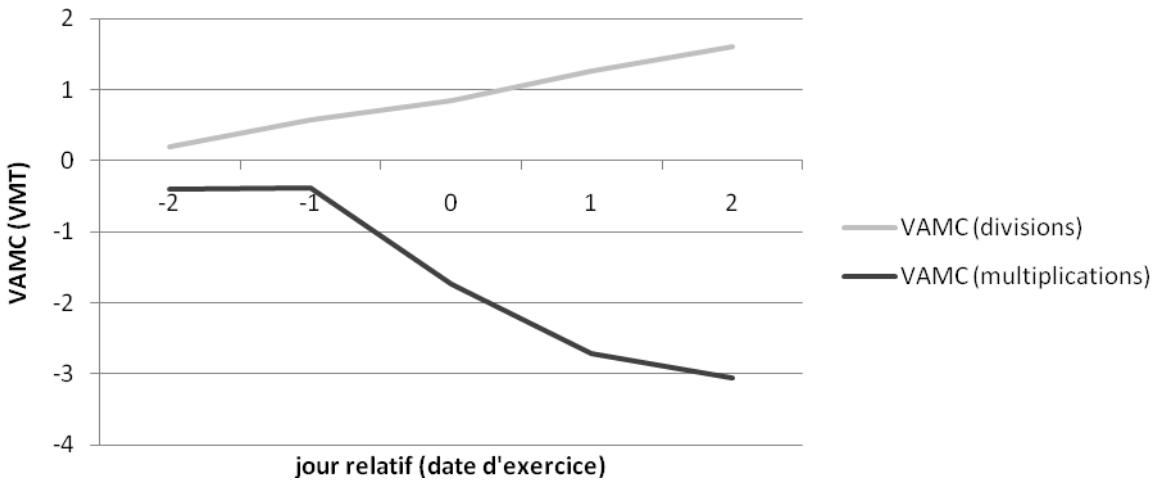


Figure 10 : graphique des VAMC (TRV, VMT) des 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal

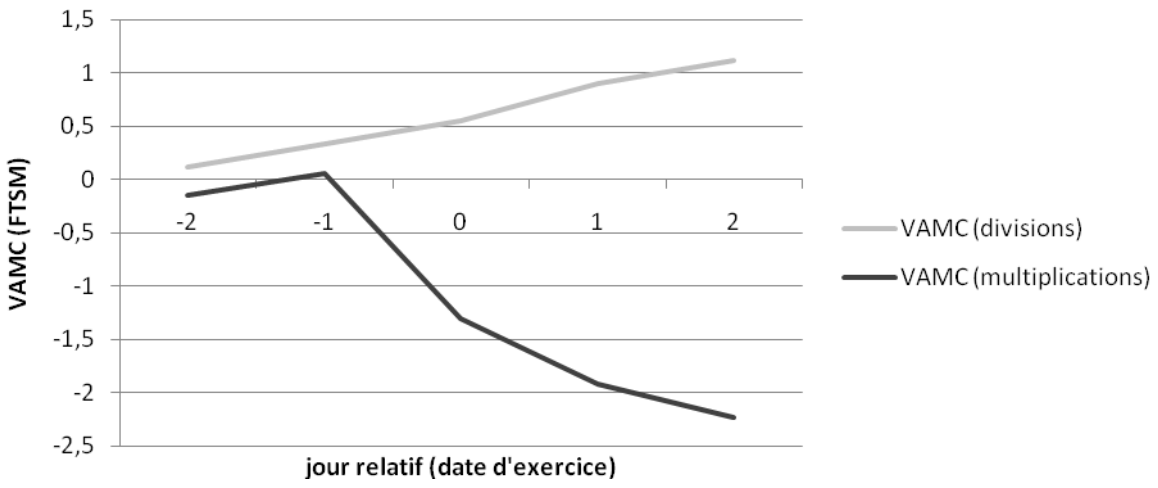


Figure 11 : graphique des VAMC (TRV, FTSM) des 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal

Les deux types d'études mises en œuvre dans nos travaux, sur les rentabilités et les volumes de transactions, montrent finalement que ces opérations entrainent des réactions importantes en termes de cours mais surtout de volumes. En somme, l'absence de réaction à la date d'annonce alors qu'elle est présente à la date de réalisation de l'opération suppose que l'on n'a pas à faire à une transmission d'information par l'intermédiaire de l'annonce mais davantage à une problématique d'ajustement du prix. Les études figurant au chapitre suivant étayent et affinent ces résultats quant à nos hypothèses de départ.

CHAPITRE 14 : *ETUDE DES CARACTERISTIQUES DES TITRES ET ANALYSES COMPLEMENTAIRES*

Une fois les résultats des différentes études d'évènement et leurs raffinements analysés et discutés, nous nous intéressons désormais non pas à la réaction ponctuelle et instantanée du marché à l'opération mais plutôt aux changements durables dans les caractéristiques des titres divisés. Plus particulièrement, les notions de liquidité des actions et de risque (total, systématique et spécifique) sont analysées et comparées entre une période antérieure à l'opération et une période postérieure à la division/multiplication. Ce chapitre est donc dans un premier temps consacré à la présentation des méthodologies employées pour les études, en considérant plusieurs tests de significativité paramétriques et non-paramétriques. Dans un deuxième temps, les résultats des analyses sur la liquidité et le risque sont discutés, pour terminer par des études complémentaires étayant les résultats déjà obtenus.

1. Précisions méthodologiques

Avant de discuter des résultats concernant l'évolution de la liquidité et du risque des actions divisées/multipliées, il faut en définir la méthodologie afférente. Les tests de comparaison de deux échantillons, le test de d'homogénéité des variances de Levene, le test de stabilité des paramètres de Chow ainsi que la procédure d'Ohlson et Penman (1985) pour l'étude de la variance des rentabilités sont ainsi successivement expliquées ci-dessous.

1.1. Tests de comparaison de deux échantillons

L'intérêt de ces tests de comparaison est de rendre compte de la différence ou non de deux échantillons. En d'autres termes, il s'agit de savoir si ces deux échantillons sont prélevés dans la même population ou non. On teste alors mathématiquement si les fonctions de répartition respectives $F_1(x)$ et $F_2(x)$ des deux variables représentées par les deux échantillons sont identiques. On teste $H_0: F_1(x) = F_2(x)$ contre $H_1: F_1(x) \neq F_2(x)$.

Plus particulièrement, les études menées dans ce chapitre consistent à tester l'hypothèse nulle d'égalité des fonctions de répartition d'une seule et même variable mais dont les échantillons sont prélevés à deux périodes ou dates différentes, de part et d'autre d'un évènement donné. Il est donc fort probable que les deux échantillons ne soient pas

indépendants, d'où l'utilité particulière du test de Student qui suppose une dépendance totale. L'hypothèse de normalité de la distribution de la variable n'est pas non plus forcément vérifiée. Ce test est ainsi complété par un test non-paramétrique ne nécessitant pas cette condition mais supposant l'indépendance des échantillons. Si l'hypothèse nulle est rejetée, on peut imputer la différence observée à l'occurrence de l'évènement.

On se contente généralement de tester l'égalité des espérances et/ou des variances des deux variables en question. Notre but étant d'analyser la réaction moyenne des titres de l'échantillon à une opération spécifique, le test de la variance interentreprises n'a pas d'intérêt particulier. Seuls les tests d'égalité des moyennes sont donc mis en œuvre.

1.1.1. Test paramétrique de différence de moyenne

Il s'agit du test classique de Student. Il est très puissant mais nécessite une condition de normalité sur la distribution de la variable d'intérêt. En outre, l'hypothèse d'indépendance des deux variables n'est pas vérifiée. Il s'agit d'une seule et unique variable pour un même échantillon mais prélevée à deux dates différentes. Ainsi, l'hypothèse nulle consiste à tester directement la significativité statistique de la moyenne $\bar{d}$ des écarts de la variable x prélevée avant et après l'opération. La statistique t du test est telle que :

$$t = \frac{\bar{d}}{\sigma_d}\sqrt{N}$$

avec $d_i = x_{2_i} - x_{1_i}$, la différence entre la valeur de la variable x_i prélevée à la date 2 postérieure à l'opération et à la date 1 antérieure à celle-ci

$\bar{d} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} d_i$

N : nombre d'entreprises dans l'échantillon

σ_d : écart-type empirique (de l'échantillon) des d_i.

1.1.2. Test non-paramétrique de la somme des rangs de Mann-Whitney-Wilcoxon

Ce test est proposé initialement dans un article de Wilcoxon (1945) pour des échantillons de taille égale, puis généralisé par Mann et Whitney (1947) pour des tailles arbitraires d'échantillons. L'idée centrale de ce test est de savoir si une variable prélevée

dans deux échantillons indépendants est de même ordre de grandeur dans l'un et l'autre, sans hypothèses à priori sur la loi de distribution de la variable au sein des échantillons.

Pour ce faire, on mélange les deux séries de données, on les classe par ordre croissant et on calcule la somme des rangs pour chacune des deux séries. Si les deux échantillons ont des espérances égales pour cette variable, les observations de l'un et l'autre sont bien réparties et on doit obtenir un mélange homogène. Dans le cas contraire, si l'espérance du premier échantillon est inférieure à celle du second, alors ses observations sont classées parmi les premières dans la série totale et la somme des rangs est nettement inférieure. Ainsi, si l'on note W_1 la somme des rangs des observations calculées avant l'opération de division, on a :

$$W_1 = \sum_{i=1}^{N} R_i$$

avec R_i : rang de l'observation i

N : nombre d'observations dans l'échantillon.

D'une manière générale et pour un échantillon suffisamment grand, l'approximation normale de la statistique z du test est la suivante, avec $E_0(W)$ la valeur espérée de W et $\sigma_0(W)$ son écart-type sous l'hypothèse nulle :

$$z = \frac{W - E_0(W)}{\sigma_0(W)}$$

avec $E_0(W) = \frac{1}{2}\,(W_1 + W_2)$

W_2 : somme des rangs des observations calculées après l'opération de division

$\sigma_0(W) = \sqrt{\frac{1}{(2N-1)}\frac{N^2}{2N}\left[\sum_{i=1}^{N}\left(R_i - \frac{W_1+W_2}{2N}\right)\right]^2}$ (Cf. Randles et Wolfe, 1979).

On retient dans le cas de ce test la formule simplifiée de Wilcoxon (1945) pour deux échantillons de taille identique, telle que :

$$z = \frac{w - \frac{(2N+1)}{2}}{\sqrt{\frac{N^2(2N+1)}{12}}}$$

Lors de la conduite des tests, une correction de continuité de 0,5 est appliquée à z. Elle est introduite en accord avec les travaux de Sheskin (1997) sur les tests non-paramétriques utilisant une distribution discrète pour approcher une distribution continue.

1.2. Test de Levene d'égalité des variances

Le test de Levene (1960) sert à déterminer si k échantillons ont des variances égales, c'est-à-dire à tester l'homogénéité de la variance au travers de ces échantillons. C'est une alternative au test de Bartlett (1937), ne supposant pas à priori l'hypothèse de normalité de la distribution des variables. Le test de Levene permet dans nos études de tester l'hypothèse d'un saut de la variance des erreurs du modèle de marché suite à l'opération de division/multiplication. Ce test se définit tel que :

$$H_0: \quad \sigma_1 = \sigma_2 = \cdots = \sigma_k$$

Contre $\quad H_1: \quad \sigma_i \neq \sigma_j \quad$ pour au moins une paire (i, j)

Soit une variable Y prélevée dans un échantillon de taille N, divisé en k sous-groupes, avec N_i la taille du $i$ème groupe. La statistique générale W du test de Levene est telle que :

$$W = \frac{(N-k)}{(k-1)} \frac{\sum_{i=1}^{k} N_i \, (\overline{Z_{i.}} - \overline{Z_{..}})^2}{\sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{N_i} (\overline{Z_{ij}} - \overline{Z_{i.}})^2}$$

avec $\quad Z_{ij} = \left| Y_{ij} - \overline{Y_{i.}} \right|$ où $\overline{Y_{i.}}$ est la moyenne du $i$ème groupe

$Z_{ij} = \left| Y_{ij} - \tilde{Y}_{i.} \right|$ où $\tilde{Y}_{i.}$ est la médiane du $i$ème groupe

$Z_{ij} = \left| Y_{ij} - \overline{Y_{i.}}' \right|$ où $\overline{Y_{i.}}'$ est la moyenne tronquée à 80% du $i$ème groupe (les premier et dernier déciles sont exclus)

$\overline{Z_{i.}}$ est la moyenne du $i$ème groupe

$\overline{Z_{..}}$ est la moyenne totale (au travers de tous les sous-groupes).

Le choix de la définition de Z_{ij} détermine la puissance et la robustesse du test. Dans son article, Levene (1960) ne propose que la moyenne. Cependant, Brown & Forsythe (1974) développent le test en ajoutant deux autres mesures, la médiane et la moyenne tronquée. Ils montrent par des simulations de Monte-Carlo que l'utilisation de la moyenne tronquée

est préférable dans le cas de distributions à queues épaisses et la médiane pour les distributions asymétriques. La médiane apparait alors préférable sur nos données. La statistique W du test suit une loi de Fisher à $(k-1)$ et $(N-k)$ degrés de liberté.

Il s'agit de tester dans nos études l'hypothèse d'égalité des variances des résidus du modèle de marché à une période pré-division et une autre post-division. Il y a donc deux groupes de taille n identique. La statistique W simplifiée pour deux échantillons de même taille devient alors :

$$W = \frac{n(\bar{z}_1 - \bar{z})^2 + n(\bar{z}_2 - \bar{z})^2}{[\sum_{i=1}^{n}(Z_{i1} - \overline{Z_1})^2 + \sum_{i=1}^{n}(Z_{i2} - \overline{Z_2})^2]/2n-1}$$

1.3. <u>Test de Chow de stabilité des paramètres d'une régression</u>

Le test de Chow (1960) permet de tester statistiquement si les coefficients de deux régressions linéaires sur des données différentes sont égaux. Il permet en outre de tester la présence d'une rupture structurelle, imputable à un évènement dans une série de données prise à deux périodes différentes de part et d'autre d'un évènement.

Supposons que nous avons les paramètres suivants pour une régression de la variable Y sur X, opérée sur les deux périodes :

$Y = \alpha_1 + \beta_1 X + \varepsilon$ pour la période 1 antérieure à l'événement

$Y = \alpha_2 + \beta_2 X + \varepsilon$ pour la période 2 ultérieure à l'événement

L'hypothèse nulle est alors $H_0: \alpha_1 = \alpha_2,\ \beta_1 = \beta_2$ contre $H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2,\ \beta_1 \neq \beta_2$. La statistique C du test suivant une loi de Fisher à 2 et $2n-2k$ degrés de liberté est telle que :

$$C = \frac{\left(S_c - (S_1 + S_2)\right)/k}{(S_1 + S_2)/(2n-2k)}$$

avec S_c : somme des résidus élevés au carré des données combinées (période 1 et 2)

S_1 : somme des résidus élevés au carré des données de la période 1

S_2 : somme des résidus élevés au carré des données de la période 2

k : nombre total de paramètres.

1.4. Méthodologie d'Ohlson & Penman (1985) pour l'analyse de la variance

Les travaux d'Ohlson & Penman (1985) sont déjà présentés au chapitre 2. Dans nos études, la même procédure est appliquée pour analyser le comportement de la variance des rentabilités à l'annonce et à la réalisation de la division/multiplication. L'hypothèse nulle considérée est donc la stabilité de la variance autour de l'évènement, telle que :

$$H0: var(R_2) = var(R_1)$$

L'hypothèse alternative est celle d'une variance constante mais opérant un saut instantané à la date de l'évènement :

$$H1: var(R_2) \neq var(R_1)$$

avec R_1 : rentabilité du titre sur la fenêtre antérieure à la date d'annonce ou de réalisation

R_2 : rentabilité du titre sur la fenêtre ultérieure à la date d'annonce ou de réalisation.

Comme le remarquent Ohlson & Penman (1985), les rentabilités quotidiennes sont de l'ordre de 10^{-3}. Le carré de l'espérance des rentabilités est donc négligeable par rapport à l'espérance du carré des rentabilités (rapport de l'ordre de 1 pour 1000) dans la formule de calcul de la variance, si bien que l'on peut ramener l'hypothèse nulle à :

$H0: E(R_2{}^2) = E(R_1{}^2)$ contre l'hypothèse alternative $H1: E(R_2{}^2) \neq E(R_1{}^2)$

Cette formulation réduit les biais d'estimation car elle ne nécessite pas d'estimer les moyennes des rentabilités. Le test de l'hypothèse nulle se fonde sur un test non-paramétrique ne nécessitant pas de connaitre à priori la loi de distribution des R^2. Il s'agit d'une approximation normale du test binomial portant sur la probabilité. L'hypothèse nulle devient :

$$HO: \Pr\,(R_2{}^2 > R_1{}^2) = 0{,}5 \quad \text{contre} \quad H1: \Pr\,(R_2{}^2 > R_1{}^2) \neq 0{,}5$$

Le test consiste donc à estimer la proportion de $R_{2it}{}^2$ supérieurs à $R_{1it}{}^2$ en considérant chaque titre i à chaque date t de la fenêtre d'observation. Une telle probabilité suit une loi binomiale. Mais en admettant l'indépendance des observations dans le temps et entre titres, on utilise une approximation normale et on calcule la statistique suivante :

$$Z_{OP} = 2.\sqrt{N}(\widehat{Pr}\{R_2{}^2 > R_1{}^2\} - p)$$

avec N : nombre de comparaisons sur chaque intervalle

p : probabilité sous l'hypothèse nulle, soit 0,5.

Trois périodes d'une durée égale de 15 jours sont ainsi définies. La première intervient avant l'annonce au BALO de l'opération, la seconde entre l'annonce et la réalisation et enfin la dernière après la date de réalisation. Les carrés des rentabilités sont ensuite comparés d'une part entre la période 1 et la période 2 et d'autre part entre la période 2 et la période 3, afin d'analyser les sauts de variance à ces deux dates.

2. Résultats de l'étude des caractéristiques des titres

Le chapitre précédant discute des résultats des études d'évènement mises en œuvre pour les rentabilités et les volumes à cout terme autour de la date d'évènement. L'étude des caractéristiques des titres vient alors compléter l'analyse dans le sens où l'on s'attache ici à observer davantage les changements durables, à moyen terme, sur certaines mesures de liquidité et de risque des titres, plutôt que la réaction instantanée du marché.

Dans un premier temps l'évolution de la liquidité des titres est donc investiguée, approchée par le taux de rotation moyen et les paramètres du FTSM. Dans un deuxième temps, les résultats sur le risque sont présentés en distinguant le risque total, spécifique et systématique. Enfin, plusieurs analyses complémentaires, sous forme de régressions MCO, sont effectuées. Leur but est de déterminer les facteurs explicatifs de la valeur du facteur de division, de la variation du flottant autour de l'opération et de mesurer le lien possible entre les rentabilités et les volumes anormaux. Plusieurs fenêtres d'estimation sont utilisées pour tenir compte des délais possibles d'ajustement, ajouter de la robustesse aux analyses et observer plus finement l'évolution autour de l'annonce et la réalisation.

2.1. Analyse de la liquidité des titres

Comme mentionné précédemment, deux proxys de la liquidité sont observés et analysés: d'une part l'évolution du taux de rotation moyen des titres (TRM) et d'autre part la stabilité des paramètres du FTSM, sur deux périodes entourant l'évènement.

2.1.1. Comparaison des taux de rotation moyens

Les taux de rotation moyens (TRM) sont comparés sur deux périodes, l'une antérieure à l'opération, l'autre ultérieure aux moyens de deux tests : le test paramétrique de différence de moyenne de Student et le test non-paramétrique de la somme des rangs de Wilcoxon. Trois durées, pour chacune des deux périodes avant et après l'opération, sont considérées : un an (250 jours de bourse), 6 mois (125 jours de bourse) et 15 jours. Pour les deux premières, les fenêtres d'estimation débutent/se terminent 20 jours après/avant la réalisation. Alors que pour les périodes de 15 jours, les fenêtres débutent/se terminent 2 jours après/avant l'annonce d'une part et après/avant la réalisation d'autre part.

2.1.1.1. 1 an et 6 mois avant/après la réalisation de l'opération

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	TRM	Différence moy. Après / avant	$t_{Student}$	Pr > $\lvert t \rvert$
Division de nominal	D	79	1 an	0,0322	3,510	0,0007
			6 mois	0,0057	0,580	0,5639
	Dont Adivsim	61	1 an	0,0222	2,590	0,0120
			6 mois	0,0032	0,280	0,7785
	ND	14	1 an	-0,0110	-0,520	0,6100
			6 mois	0,0073	0,400	0,6949
	Total div.	**93**	**1 an**	**0,0258**	**3,030**	**0,0032**
			6 mois	**0,0059**	**0,680**	**0,4991**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	0,0339	0,790	0,5734
			6 mois	0,1333	0,930	0,5242
	ND	10	1 an	-0,1530	-1,210	0,2575
			6 mois	-0,0010	-0,010	0,9886
	Total mult.	**12**	**1 an**	**-0,1220**	**-1,140**	**0,2778**
			6 mois	**0,0210**	**0,240**	**0,8136**

Tableau 20 : résultats du test de différence de moyenne de Student (paramétrique) sur le taux de rotation moyen des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Les résultats du test de différence de moyenne mis en œuvre sont récapitulés dans le tableau 20 selon les sous-échantillons. Ils montrent une hausse significative du taux de rotation moyen des entreprises effectuant une division de nominal de 2,58%, et plus précisément 3,22% pour celles qui distribuent des dividendes. La simultanéité ou non de l'annonce sur les dividendes n'apparait pas avoir une importance particulière. Cependant aucune différence significative n'est décelée avec la fenêtre d'estimation de 6 mois avant et après l'opération. Il en est de même pour les entreprises opérant une multiplication de nominal, quel que soit leur politique de distribution des dividendes.

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	TRM	Somme des scores avant	Somme des scores après	$Z_{Wilcoxon}$	Pr > |z|
Division de nominal	D	79	1 an	5984,5	6576,5	1,028	0,3041
			6 mois	6184	6376	0,332	0,7398
	Dont Adivsim	61	1 an	3632,5	3870,5	0,607	0,544
			6 mois	3709,5	3793,5	0,212	0,8317
	ND	14	1 an	200	206	0,115	0,9085
			6 mois	196	210	0,299	0,7652
	Total div.	**93**	**1 an**	**8306,5**	**9084,5**	**1,058**	**0,2900**
			6 mois	**8527,5**	**8863,5**	**0,456**	**0,6482**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	5	5	0	1,0000
			6 mois	5	5	0	1,0000
	ND	10	1 an	111	99	-0,416	0,6776
			6 mois	99	111	0,416	0,6776
	Total mult.	**12**	**1 an**	**156**	**144**	**-0,317**	**0,7508**
			6 mois	**144**	**156**	**0,317**	**0,7508**

Tableau 21 : résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon (non-paramétrique) sur le taux de rotation moyen des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Cette différence n'est pourtant pas confirmée par les résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon figurant au tableau 20. En effet, $Z_{Wilcoxon}$ n'est significatif pour aucun

des sous-échantillons ou des deux périodes étudiées. Il apparait ainsi que les opérations de divisions et/ou multiplications de nominal ne permettent pas d'améliorer significativement la liquidité des titres à moyen terme, malgré l'augmentation très nette mais ponctuelle constatée à la date de réalisation de l'opération (essentiellement pour les divisions).

2.1.1.2. 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

Type évènement	Sous échantillon	Nb	TRM	Différence moy. après / avant	$t_{Student}$	Pr > $\lvert t \rvert$
Division de nominal	D	79	annonce	0,0039	0,290	0,7709
			exercice	-0,0100	-0,720	0,4724
	Dont Adivsim	61	annonce	-0,0002	-0,010	0,9912
			exercice	-0,0100	-0,540	0,5887
	ND	14	annonce	0,0515	1,440	0,1771
			exercice	-0,0390	-0,820	0,4297
	Total div.	**93**	**annonce**	**0,0102**	**0,820**	**0,4163**
			exercice	**-0,0150**	**-1,040**	**0,2997**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	-0,0930	-0,980	0,5076
			exercice	0,0227	0,760	0,5874
	ND	10	annonce	0,1723	1,350	0,2095
			exercice	0,0002	0,001	0,9987
	Total mult.	**12**	**annonce**	**0,1281**	**1,160**	**0,2692**
			exercice	**0,0040**	**0,030**	**0,9733**

Tableau 22 : résultats du test de différence de moyenne de Student (paramétrique) sur le taux de rotation moyen des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

En analysant plus finement l'évolution du taux de rotation des titres autour de l'annonce ou de la réalisation de l'opération, aucun résultat plus concluant n'est obtenu. En effet, le test t repris dans le tableau 22 ne révèle aucune différence significative des taux de rotations entre ces dates. Ceci est confirmé par l'absence de significativité des résultats complémentaires du test non-paramétrique de Wilcoxon, résumés dans le tableau 23.

Type évènement	Sous échant.	Nb	TRM	Somme des scores avant	Somme des scores après	$Z_{Wilcoxon}$	Pr > $\lvert z \rvert$
Division de nominal	D	79	annonce	6270,5	6132,5	-0,379	0,7046
			exercice	6296,5	6264,5	-0,054	0,9570
	Dont Adivsim	61	annonce	3769,5	3611,5	-0,5651	0,5720
			exercice	3746,5	3756,5	0,023	0,9816
	ND	14	annonce	159	192	0,129	0,8977
			exercice	193	213	0,436	0,6625
	Total div.	**93**	**annonce**	**8355**	**8481**	**0,208**	**0,8353**
			exercice	**8640**	**8751**	**0,150**	**0,8809**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	5	5	0	1,0000
			exercice	5	5	0	1,0000
	ND	10	annonce	104	106	0,038	0,9698
			exercice	113	97	-0,567	0,5708
	Total mult.	**12**	**annonce**	**149**	**151**	**0,029**	**0,9770**
			exercice	**160**	**140**	**-0,548**	**0,5834**

Tableau 23 : résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon (non-paramétrique) sur le taux de rotation moyen des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

2.1.2. Stabilité des paramètres du FTSM estimé autour de l'opération

Il est possible d'appréhender la notion de liquidité d'une autre manière qu'en observant l'évolution du taux de rotation des titres. Dans l'étude d'évènement sur les volumes, le FTSM est choisi comme processus générateur des volumes « normaux ». Même si on ne peut pas faire un lien direct avec la liquidité comme on peut le faire avec le risque pour le modèle de marché sur les rentabilités, il est intéressant de tester statistiquement la stabilité de ses paramètres dans le temps. Ceci prend la forme du test de Chow décrit précédemment, selon les travaux de Copeland (1979). Il est effectué pour chaque entreprise de l'échantillon total, en distinguant les résultats pour les différents sous-échantillons. Ces derniers figurent dans le tableau 24 suivant.

Type évènement	Sous échantillon	Nb	*FTSM*	nb. de fois ou C est significatif au seuil de 10%
Division de nominal	**D**	79	**1 an**	44
			6 mois	39
	Dont Adivsim	61	**1 an**	32
			6 mois	29
	ND	14	**1 an**	9
			6 mois	6
	Total div.	**93**	**1 an**	**53**
			6 mois	**45**
Multiplicat° de nominal	**D**	2	**1 an**	1
			6 mois	1
	ND	10	**1 an**	9
			6 mois	7
	Total mult.	**12**	**1 an**	**10**
			6 mois	**8**

Tableau 24 : résultats du test de Chow sur le taux de rotation moyen des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération[53]

Le test de Chow rejette l'hypothèse nulle de stabilité des paramètres pour plus de 50% des cas avec une période d'estimation d'1 an avant/après l'opération quel que soit le sous-échantillon. Le taux de rejet diminue d'environ 10% avec une période d'estimation de 6 mois. Même s'il est difficile de conclure quant à ces résultats, faute de fondement théorique solide, il semble qu'il y ait tout de même un impact durable sur le comportement des volumes de transactions.

Finalement, les résultats obtenus pour les différents tests ne permettent pas de véritablement conclure quant à une variation ou un changement notable de la liquidité des titres divisés/multipliés. L'instabilité des paramètres du processus générateur des volumes

[53] Les résultats par entreprise du test de Chow et les probabilités de rejet de l'hypothèse nulle de stabilité des paramètres figurent en annexe 6.

(le FTSM), si on le considère comme tel, traduit tout de même un changement de comportement des investisseurs en termes de transactions. Ceci est valable aussi bien pour les divisions que les multiplications de nominal. Il est possible qu'un tel changement soit la conséquence d'une modification de la structure même de l'actionnariat des entreprises. Cette modification a sans doute lieu à la réalisation de l'opération pour les divisions comme pour les multiplications, où d'importants volumes anormaux significatifs sont observés (respectivement positifs et négatifs selon le type d'opération).

2.2. Analyse du risque associé aux titres

Le risque associé à un titre renvoie à la notion d'incertitude affectant sa rentabilité. Si l'on considère le modèle de marché classique de Sharpe (1964), cette incertitude est due pour une partie à la conjecture globale que l'on représente par la rentabilité du marché R_m et pour autre partie à un facteur ε, spécifique au titre considéré. La rentabilité R d'un titre i quelconque peut ainsi être représentée par l'expression 157 ci-dessous.

$$R_i = \mu_i + \underbrace{\beta_i(R_m - \mu_m)} + \varepsilon_i \qquad (157)$$

espérance de rentabilité — aléa systématique — aléa diversifiable (spécifique)

Le risque total se définit alors généralement comme la variance des rentabilités du titre sur une période donnée autour de sa moyenne. Le risque systématique se traduit par la mesure de la variance des β_i. Enfin, le risque spécifique est représenté par la variance des ε_i. Ces trois notions de risque sont analysées successivement sur notre échantillon, en testant la différence de leurs valeurs moyennes sur une période antérieure à l'opération et une période ultérieure, ainsi que la stabilité des paramètres du modèle de marché. La procédure de test relativement simple d'Ohlson & Penman (1985) est aussi employée pour analyser la variance des rentabilités et l'évolution du risque total des titres divisés/multipliés autour de l'annonce et la réalisation de l'évènement.

2.2.1. Analyse du risque total

La première série de tests vie à observer l'évolution de la variance des rentabilités des titres de l'échantillon de part et d'autre de la date d'annonce ou de réalisation des

divisions/multiplications. Il s'agit d'observer si l'évènement induit une modification durable de la volatilité des titres. Les fenêtres d'estimations sont identiques à celles employées précédemment dans l'étude de la liquidité des actions de l'échantillon. Les résultats obtenus pour les différents tests, périodes et sous-échantillons considérés sont récapitulés dans les tableaux 25 à 28 suivants.

2.2.1.1. 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	Volat	Différence moy. après / avant	$t_{Student}$	Pr > $\|t\|$
Division de nominal	D	79	1 an	0,0001	0,180	0,8599
			6 mois	0,0007	0,820	0,4168
	Dont Adivsim	61	1 an	-0,0005	-0,570	0,5705
			6 mois	0,0001	0,120	0,9063
	ND	14	1 an	-0,0040	-0,720	0,4869
			6 mois	-0,0006	-0,110	0,9165
	Total div.	**93**	**1 an**	**-0,0005**	**-0,480**	**0,6345**
			6 mois	**0,0005**	**0,460**	**0,6488**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	0,0148	0,900	0,5347
			6 mois	0,0229	0,920	0,5264
	ND	10	1 an	0,0047	0,490	0,6344
			6 mois	0,0048	0,480	0,6431
	Total mult.	**12**	**1 an**	**0,0064**	**0,770**	**0,4552**
			6 mois	**0,0079**	**0,860**	**0,4072**

Tableau 25 : résultats du test de différence de moyenne de Student (paramétrique) sur la volatilité des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Le test paramétrique de Student ne détecte aucune différence significative de moyenne des volatilités des titres à plus ou moins moyen terme. Au regard de ce test, ce type d'opération ne semble pas impacter de façon durable la volatilité et le risque total des titres sur le marché français.

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	Volat	Somme des scores avant	Somme des scores après	$Z_{Wilcoxon}$	Pr > |z|
Division de nominal	D	79	1 an	5938	6623	1,189	0,2343
			6 mois	5904	6657	1,307	0,1910
	Dont Adivsim	61	1 an	3610	3893	0,722	0,4703
			6 mois	3574	3929	0,906	0,3648
	ND	14	1 an	196	210	0,299	0,7652
			6 mois	167	239	1,631	0,1029
	Total div.	**93**	**1 an**	**8211**	**9180**	**1,318**	**0,1874**
			6 mois	**8029**	**9362**	**1,814**	**0,0697**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	5	5	0	1,0000
			6 mois	5	5	0	1,0000
	ND	10	1 an	93	117	0,869	0,3847
			6 mois	93	117	0,869	0,3847
	Total mult.	**12**	**1 an**	**132**	**168**	**1,010**	**0,3123**
			6 mois	**133**	**167**	**0,953**	**0,3408**

Tableau 26 : résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon (non-paramétrique) sur la volatilité des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Le test non-paramétrique n'est pas plus concluant, si ce n'est pour les divisions avec une période d'estimation de 6 mois ($Z_{Wilcoxon}$ = 1,814). Ce sous-échantillon exhibe une augmentation significative de la volatilité entre les deux périodes. Cependant, ce test n'est plus significatif avec une période d'estimation d'un an avant/après l'opération.

2.2.1.2. 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

De façon similaire à l'étude de la liquidité, il est utile d'analyser précisément l'évolution de la volatilité des rentabilités à plus court terme, autour des deux dates d'annonces et de réalisation des opérations. Cette investigation plus fine permet d'observer si un saut de variance survient à l'une ou l'autre de ces dates, ou entre les deux. Elle est basée sur la mise en œuvre de trois tests différents.

Type évènement	Sous échantillon	Nb	Volat	Différence moy. après / avant	$t_{Student}$	Pr > |t|
Division de nominal	D	79	annonce	0,0017	1,370	0,1746
			exercice	0,0038	2,580	0,0117
	Dont Adivsim	61	annonce	0,0012	0,790	0,4334
			exercice	0,0036	2,200	0,0318
	ND	14	annonce	0,0110	1,290	0,2180
			exercice	0,0275	1,080	0,3007
	Total div.	**93**	**annonce**	**0,0031**	**1,870**	**0,0653**
			exercice	**0,0339**	**1,830**	**0,0709**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	-0,0030	-0,410	0,7541
			exercice	0,0202	2,000	0,2949
	ND	10	annonce	0,0273	1,920	0,0875
			exercice	0,0026	0,120	0,9056
	Total mult.	**12**	**annonce**	**0,0223**	**1,810**	**0,0970**
			exercice	**0,0056**	**0,310**	**0,7637**

Tableau 27 : résultats du test de différence de moyenne de Student (paramétrique) sur la volatilité des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

Bien que l'impact sur la volatilité à moyen terme ne soit pas avéré, il parait bien plus significatif à court terme, tels que le montrent les résultats du tableau 27 ci-dessus. Il apparait qu'un saut de variance significatif survient principalement à la date de réalisation des opérations de divisions de nominal, dans le sens d'une augmentation. En ce qui concerne les multiplications de nominal, le saut de variance se produit davantage à la date d'annonce au BALO. Ces résultats sont confirmés par ceux du test non-paramétrique de Wilcoxon figurant dans le tableau 28 suivant, mais uniquement pour les divisions. La différence n'est plus significative statistiquement pour le sous-échantillon de multiplications de nominal. En outre, la taille restreinte de l'échantillon de multiplications (14 opérations) réduit la portée et la précision des différents tests.

Type évènement	Sous Echant.	Nb	Volat	Somme des scores avant	Somme des scores après	$Z_{Wilcoxon}$	Pr > $\|z\|$
Division de nominal	D	79	annonce	6123	6438	0,546	0,5851
			exercice	5755	6806	1,826	0,0679
	Dont Adivsim	61	annonce	3714	3789	0,189	0,8497
			exercice	3475	4028	1,413	0,1576
	ND	14	annonce	165	241	1,723	0,0848
			exercice	186	220	0,758	0,4484
	Total div.	**93**	**annonce**	**8313**	**9078**	**1,040**	**0,2981**
			exercice	**7950**	**9441**	**2,029**	**0,0424**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	5	5	0	1,0000
			exercice	4	6	0,387	0,6985
	ND	10	annonce	91	119	1,020	0,3075
			exercice	90	120	1,096	0,2730
	Total mult.	**12**	**annonce**	**132**	**168**	**1,010**	**0,3123**
			exercice	**127**	**173**	**1,299**	**0,1939**

Tableau 28 : résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon (non-paramétrique) sur la volatilité des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

Les résultats obtenus avec la procédure d'Ohlson et Penman (1985) sont repris dans le tableau 29. Ils sont quelque peu différents des précédents. D'une part, ils sont statistiquement très significatifs et exhibent un saut de variance pour chacune des deux dates d'annonce et de réalisation, pour toutes les opérations de division de l'échantillon, avec dividende ou non. D'autre part, ils ne sont plus significatifs à la date d'annonce pour les multiplications comme dans les tests précédents mais plutôt à la date d'exercice. En outre, il apparait à la lumière de ce test que le risque total, mesuré par la variance des rentabilités, diminue à la suite de l'annonce de la division. Il augmente ensuite lors de la réalisation effective pour les entreprises distribuant des dividendes, alors qu'il continue de diminuer pour les entreprises ND et les multiplications de nominal.

Type évènement	Sous échantillon	Nb	Volat	$\widehat{Pr}\{R_2{}^2 > R_1{}^2\}$	Z_{OP}	Pr > $\lvert Z \rvert$
Division de nominal	D	79	annonce	0,4680	-2,190	0,0285
			exercice	0,5627	4,292	<0,0001
	Dont Adivsim	61	annonce	0,4641	-2,178	0,0294
			exercice	0,5610	3,697	0,0002
	ND	14	annonce	0,4366	-1,850	0,0643
			exercice	0,4131	-2,535	0,0112
	Total div.	**93**	**annonce**	**0,4652**	**-2,584**	**0,0098**
			exercice	**0, 5420**	**3,123**	**0 ,0018**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	0,4242	-0,870	0,3843
			exercice	0,3636	-1,567	0,1171
	ND	10	annonce	0,4706	-0,728	0,2333
			exercice	0,4248	-1,859	0,0630
	Total mult.	**12**	**annonce**	**0,4778**	**-0,596**	**0,5512**
			exercice	**0,4278**	**-1,938**	**0,0526**

Tableau 29 : résultats du test Z selon la méthodologie d'Ohlson & Penman (1985) sur la volatilité des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

2.2.2. Analyse du risque systématique

Le risque systématique est la composante de l'incertitude sur l'espérance des rentabilités imputable à la conjecture globale, au marché dans son ensemble.

2.2.2.1. 1 an et 6 mois avant/après l'opération

On peut déjà faire une première remarque à partir des résultats du tableau 30. Le choix d'une période post-évènement plutôt qu'une période antérieure pour estimer les paramètres du modèle de marché, comme mentionné au chapitre 10, apparait justifié. Les β estimés après l'opération sont statistiquement différents des β estimés sur la période antérieure, ce qui aurait pu induire un biais dans l'étude d'évènement.

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	β	Différence moy. après / avant	$t_{Student}$	Pr > $\lvert t \rvert$
Division de nominal	D	79	1 an	0,0599	1,850	0,0683
			6 mois	0,0609	1,690	0,0947
	Dont Adivsim	61	1 an	0,0494	1,390	0,1708
			6 mois	0,047	1,150	0,2552
	ND	14	1 an	0,0716	0,750	0,4668
			6 mois	0,0183	0,150	0,8864
	Total div.	**93**	**1 an**	**0,0617**	**2,000**	**0,0484**
			6 mois	**0,0545**	**1,530**	**0,1300**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	0,0641	8,220	0,0771
			6 mois	0,1059	0,270	0,8311
	ND	10	1 an	0,0049	0,030	0,9743
			6 mois	0,0467	0,240	0,8126
	Total mult.	**12**	**1 an**	**0,0147**	**0,120**	**0,9057**
			6 mois	**0,0565**	**0,340**	**0,7384**

Tableau 30 : résultats du test de différence de moyenne de Student (paramétrique) sur les β des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération

En outre, cette augmentation des β n'est réellement significative (au seuil de 5%) que pour les divisions de titres sur la plus longue période d'estimation, et plus spécifiquement pour les entreprises distribuant des dividendes (au seuil de 10%). La présence d'une annonce simultanée sur les dividendes n'apparait pas déterminante puisque la significativité du test est sérieusement mise à mal pour ce sous-échantillon particulier. Il est par contre difficile de conclure sur la significativité des résultats obtenus pour les multiplications de nominal avec distribution de dividendes puisqu'il ne concerne que deux observations.

On remarque d'ailleurs dans le tableau 31 que cette différence n'est plus du tout significative en employant le test non-paramétrique de Wilcoxon. Nonobstant, les autres résultats de ce test sont très similaires et confirment les précédents avec la présence d'une

différence significative du β uniquement pour le sous-échantillon de divisions de nominal, au seuil de 10% sur 6 mois avant/après l'opération et 5% sur 1 an. L'évolution du cours de ces titres apparait donc davantage tributaire de l'évolution du marché après la réalisation de la division qu'avant, en reflétant alors moins d'information.

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	β	Somme des scores après	Somme des scores avant	$Z_{Wilcoxon}$	Pr > $\lvert z \rvert$
Division de nominal	D	79	1 an	6836	5725	1,930	0,0536
			6 mois	6748	5813	1,624	0,1044
	Dont Adivsim	61	1 an	3996	3507	1,249	0,2115
			6 mois	3972	3531	1,126	0,2600
	ND	14	1 an	216	190	0,574	0,5657
			6 mois	218	188	0,666	0,5053
	Total div.	**93**	**1 an**	**9438**	**7953**	**2,021**	**0,0433**
			6 mois	**9307**	**8084**	**1,664**	**0,0961**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	6	4	0,387	0,6985
			6 mois	5	5	0	1,0000
	ND	10	1 an	114	96	0,642	0,5205
			6 mois	110	100	0,340	0,7337
	Total mult.	**12**	**1 an**	**161**	**139**	**0,606**	**0,5444**
			6 mois	**161**	**139**	**0,606**	**0,5444**

Tableau 31 : résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon (non-paramétrique) sur les β des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Le tableau 32 ci-après reprend les résultats du test de Chow sur les β dans le même ordre d'idée que les travaux de Lamoureux & Poon (1987). Il comptabilise le nombre de fois où le test est significatif au seuil critique de 10% pour les deux périodes d'estimations considérées. Bien que les deux tests précédents montrent que le β moyen augmente significativement, les résultats ne sont plus vraiment significatifs pour les β particuliers de chaque entreprise.

Type évènement	Sous échantillon	Nb	β	nb. de fois ou C est significatif au seuil de 10%
Division de nominal	D	79	1 an	10
			6 mois	10
	Dont Adivsim	61	1 an	8
			6 mois	9
	ND	14	1 an	2
			6 mois	2
	Total div.	93	1 an	12
			6 mois	12
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	0
			6 mois	1
	ND	10	1 an	3
			6 mois	2
	Total mult.	12	1 an	3
			6 mois	3

Tableau 32 : résultats du test de Chow sur les β des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération[54]

Le test de Chow ne détecte que 12 ruptures significatives seulement au seuil de 10% pour les divisions de nominal et 3 pour les entreprises ayant recours aux multiplications, c'est-à-dire environ 12% et 25% respectivement du nombre total pour chaque type d'opération. Ces résultats sont nettement moins significatifs que ceux relatifs aux paramètres du FTSM.

2.2.2.2. 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

L'observation à plus court terme de l'évolution des β autour des dates d'annonce et de réalisation de l'opération est-elle aussi peu concluante en terme de significativité. Tout

[54] Les résultats par entreprise du test de Chow et les probabilités de rejet de l'hypothèse nulle de stabilité des paramètres figurent en annexe 6.

d'abord, les résultats du test paramétrique repris au tableau 33 ne sont pas du tout significatifs, que ce soit entre les périodes pré et post-annonce ou entre les périodes pré et post-réalisation. Seules les deux opérations de multiplication de nominal avec distribution de dividendes simultanée exhibent une forte augmentation du β à l'annonce, significative au seuil critique de 10%.

Type évènement	Sous échantillon	Nb	β	Différence moy. après / avant	$t_{Student}$	Pr > $\lvert t \rvert$
Division de nominal	D	79	annonce	0,1112	0,790	0,4329
			exercice	0,0837	0,630	0,5280
	Dont Adivsim	61	annonce	0,0367	0,240	0,8101
			exercice	0,0496	0,350	0,7281
	ND	14	annonce	0,1986	0,440	0,6696
			exercice	1,0114	0,600	0,5593
	Total div.	**93**	**annonce**	**0,1244**	**0,910**	**0,3661**
			exercice	**0,2233**	**0,820**	**0,4148**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	1,1764	7,850	0,0806
			exercice	-1,163	-3,670	0,1693
	ND	10	annonce	1,1548	0,900	0,3939
			exercice	-0,0100	-0,010	0,9926
	Total mult.	**12**	**annonce**	**1,1584**	**1,090**	**0,3001**
			exercice	**-0,2020**	**-0,230**	**0,8244**

Tableau 33 : résultats du test de différence de moyenne de Student (paramétrique) sur les β des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

Ensuite, le test de Wilcoxon figurant au tableau 34 n'apporte pas d'éclairage meilleur ou davantage de significativité sur l'évolution des β. Il ne montre une augmentation statistiquement significative qu'à l'annonce de l'opération pour les multiplications uniquement. Si bien que l'on peut en conclure que les paramètres du modèle de marché ne varient pas de façon significative à court terme autour de l'annonce ou de la réalisation

d'une opération de division et de multiplication pour les entreprises de notre échantillon. La différence n'est évidente et statistiquement significative pour les différents tests qu'en utilisant des périodes d'estimations plus longues (6 mois ou 1 an) permettant d'obtenir des paramètres plus stables pour chacune des sous-périodes, avant et après l'évènement.

Type évènement	Sous échant.	Nb	β	Somme des scores après	Somme des scores avant	$Z_{Wilcoxon}$	Pr > $\lvert z \rvert$
Division de nominal	D	79	annonce	6288	6273	0,024	0,9806
			exercice	6430	6131	0,5181	0,6044
	Dont Adivsim	61	annonce	3650	3853	-0,517	0,6050
			exercice	3807	3696	0,282	0,7782
	ND	14	annonce	207	199	0,161	0,8722
			exercice	185	221	-0,804	0,4213
	Total div.	**93**	**annonce**	**8719**	**8672**	**0,063**	**0,9500**
			exercice	**8749**	**8642**	**0,144**	**0,8852**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	7	3	1,162	0,2453
			exercice	3	7	-1,162	0,2453
	ND	10	annonce	121	89	1,172	0,2413
			exercice	95	115	-0,718	0,4727
	Total mult.	**12**	**annonce**	**180**	**120**	**1,703**	**0,0885**
			exercice	**126**	**174**	**-1,357**	**0,1749**

Tableau 34 : résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon (non-paramétrique) sur les β des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

2.2.3. Analyse du risque spécifique

Le risque spécifique, ou risque idiosyncratique, est indépendant des phénomènes affectant l'ensemble du marché et de la conjoncture globale. Il ne résulte que d'éléments particuliers ayant une influence sur une entreprise particulière et impactant uniquement ses titres. Il est mesuré par la variance des ε autour de leur moyenne supposée nulle. Cette

variable est estimée sur deux périodes, avant et après l'opération, afin de déterminer son évolution suite à l'évènement en question.

2.2.3.1. 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	ε	Différence moy. après / avant	$t_{Student}$	Pr > $\lvert t \rvert$
Division de nominal	D	79	1 an	-0,0001	-0,740	0,4604
			6 mois	-0,0001	-0,050	0,9597
	Dont Adivsim	61	1 an	-0,0001	-1,300	0,1985
			6 mois	-0,0001	-0,640	0,5227
	ND	14	1 an	-0,0007	-0,970	0,3488
			6 mois	-0,0005	-0,720	0,4851
	Total div.	**93**	**1 an**	**-0,0001**	**-1,140**	**0,2581**
			6 mois	**-0,0001**	**-0,710**	**0,4809**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	0,0015	0,950	0,5173
			6 mois	0,0027	0,970	0,5107
	ND	10	1 an	0,0003	0,260	0,8022
			6 mois	0,0001	0,100	0,9187
	Total mult.	**12**	**1 an**	**0,0005**	**0,510**	**0,6178**
			6 mois	**0,0005**	**0,570**	**0,5828**

Tableau 35 : résultats du test de différence de moyenne de Student (paramétrique) sur les ε des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Le test paramétrique de Student ne permet pas d'observer de différences significatives, que ce soit à 1 an ou 6 mois. Aucun des sous-échantillons considérés ne montre une variation du risque spécifique sur laquelle il est possible de conclure statistiquement.

Les résultats du test non-paramétrique de Wilcoxon dans le tableau 36 ci-après présentent par contre une augmentation significative à 10% ($Z_{Wilcoxon}$ = 1,730) pour les

entreprises effectuant une division de titres avec une période de 6 mois. La différence n'est plus significative à 1 an. Il apparait donc que cette modification n'est relativement pas durable dans le temps et disparait à moyen ou long terme.

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	ε	Somme des scores après	Somme des scores avant	$Z_{Wilcoxon}$	Pr > $\lvert z \rvert$
Division de nominal	D	79	1 an	6612	5949	1,151	0,2497
			6 mois	6636	5925	1,234	0,2170
	Dont Adivsim	61	1 an	3893	3610	0,722	0,4703
			6 mois	3918	3585	0,850	0,3953
	ND	14	1 an	208	198	0,207	0,8362
			6 mois	238	168	1,585	0,1129
	Total div.	**93**	**1 an**	**9168**	**8223**	**1,286**	**0,1986**
			6 mois	**9331**	**8060**	**1,730**	**0,0837**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	5	5	0	1,0000
			6 mois	5	5	0	1,0000
	ND	10	1 an	116	94	0,794	0,4274
			6 mois	117	93	0,869	0,3847
	Total mult.	**12**	**1 an**	**165**	**135**	**0,837**	**0,4025**
			6 mois	**167**	**133**	**0,953**	**0,3408**

Tableau 36 : résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon (non-paramétrique) sur les ε des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération

Le test de Levene exposé en début de chapitre est employé dans le même ordre d'idée que Lamoureux & Poon (1987) et leur article présentant le modèle d' « option fiscale ». Il est effectué sur les résidus du modèle de marché pour chaque entreprise de l'échantillon. Les résultats sont récapitulés dans le tableau 37 suivant. Ils diffèrent nettement des résultats précédents des tests de Student et Wilcoxon. En effet, il apparait que plus de 50% des opérations présentent une hétérogénéité de la variance des résidus entre la période antérieure et ultérieure à l'évènement, quelle que soit le type d'opération et la

politique de dividendes de l'entreprise. La proportion est de 60,2 % pour l'échantillon total de divisions et 66,7 % pour les multiplications avec une période d'estimation d'un an avant/après.

Type évènement	Sous échantillon	Nb	ε	nb. de fois ou W est significatif au seuil de 10%
Division de nominal	D	79	1 an	44
			6 mois	42
	Dont Adivsim	61	1 an	34
			6 mois	33
	ND	14	1 an	12
			6 mois	7
	Total div.	**93**	**1 an**	**56**
			6 mois	**49**
Multiplicat° de nominal	D	2	1 an	2
			6 mois	1
	ND	10	1 an	6
			6 mois	5
	Total mult.	**12**	**1 an**	**8**
			6 mois	**6**

Tableau 37 : résultats du test de Levene sur les ε des titres à 1 an et 6 mois avant/après l'opération[55]

2.2.3.2. 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

Enfin, comme pour les autres caractéristiques des titres, la dernière étape consiste à étudier l'évolution du risque spécifique à plus court terme et à observer l'impact de l'annonce et de la réalisation de l'évènement sur cette variable. Les résultats du tableau 38 montrent une augmentation significative de la variance des ε (au seuil critique de 5%) pour

[55] Les résultats par entreprise du test de Levene et les probabilités de rejet de l'hypothèse nulle d'homogénéité de la variance figurent en annexe 6.

les entreprises opérant une division de nominal et distribuant des dividendes, uniquement à la date de réalisation. Aucune différence significative ou modification du risque spécifique n'est détectée à date d'annonce ou pour les entreprises ND. Il en est de même pour les entreprises effectuant une multiplication de nominal.

Type évènement	Sous échant.	Nb	ε	Différence moy. après / avant	$t_{Student}$	Pr > $\lvert t \rvert$
Division de nominal	D	79	annonce	0,0001	1,240	0,2197
			exercice	0,0002	2,400	0,0187
	Dont Adivsim	61	annonce	0,0001	0,780	0,4371
			exercice	0,0002	2,090	0,0412
	ND	14	annonce	0,0010	1,120	0,2830
			exercice	0,0088	1,010	0,3318
	Total div.	**93**	**annonce**	**0,0002**	**1,530**	**0,1295**
			exercice	**0,0015**	**1,120**	**0,2665**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	-0,0002	-0,810	0,5679
			exercice	0,0012	1,210	0,4388
	ND	10	annonce	0,0039	1,560	0,1533
			exercice	-0,0010	-0,440	0,6697
	Total mult.	**12**	**annonce**	**0,0032**	**1,510**	**0,1580**
			exercice	**-0,0009**	**-0,360**	**0,7255**

Tableau 38 : résultats du test de différence de moyenne de Student (paramétrique) sur les ε des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

Les résultats précédents relatifs au test de Student sont confirmés par ceux du test de Wilcoxon figurant au tableau 39. On retrouve bien la présence d'une augmentation significative (au seuil de 10%) du risque spécifique à la réalisation de l'opération, pour les divisions d'entreprises distribuant des dividendes. Le test est d'ailleurs encore plus significatif (au seuil de 5%) pour l'échantillon total de divisions de nominal. Aucune réaction n'est observée à l'annonce, excepté pour le sous-échantillon de titres en division

d'entreprises ne payant pas de dividendes à leurs actionnaires. En ce qui concerne l'échantillon de multiplications de nominal, aucune variation du risque spécifique n'est observable, ni à l'annonce, ni à la réalisation de l'opération. Le test ne détecte aucune différence significative.

Type évènement	Sous échant.	Nb	ε	Somme des scores après	Somme des scores avant	$Z_{Wilcoxon}$	Pr > $\lvert z \rvert$
Division de nominal	D	79	annonce	6473	6088	0,668	0,5043
			exercice	6779	5782	1,732	0,0833
	Dont Adivsim	61	annonce	3824	3679	0,369	0,7124
			exercice	4024	3479	1,393	0,1637
	ND	14	annonce	243	163	1,815	0,0695
			exercice	222	184	0,850	0,3953
	Total div.	**93**	**annonce**	**9145**	**8246**	**1,223**	**0,2213**
			exercice	**9422**	**7969**	**1,977**	**0,0480**
Multiplicat° de nominal	D	2	annonce	5	5	0	1,0000
			exercice	6	4	0,387	0,6985
	ND	10	annonce	118	92	0,945	0,3447
			exercice	119	91	1,020	0,3075
	Total mult.	**12**	**annonce**	**166**	**134**	**0,895**	**0,3708**
			exercice	**171**	**129**	**1,184**	**0,2366**

Tableau 39 : résultats du test de la somme des rangs de Wilcoxon (non-paramétrique) sur les ε des titres à 15 jours avant/après l'annonce et la réalisation

3. Analyses complémentaires

Les analyses complémentaires suivantes viennent compléter nos résultats et nous éclairer encore davantage sur les phénomènes étudiés. La relation entre les rentabilités et les volumes de transactions anormaux observés autour de la date d'exercice est analysée, comme les facteurs explicatifs de la valeur du facteur de division et les variables influençant la modification du flottant constatée dans les mois entourant l'opération.

3.1. Facteurs explicatifs de la valeur du facteur de division

La valeur du facteur de division/multiplication des titres peut être influencée par plusieurs variables. En effet, si la division/multiplication a pour but de privilégier l'une ou l'autre des deux catégories d'investisseurs en modifiant le niveau de cours des titres, la valeur du flottant et le niveau de cours avant la division/multiplication doivent être pris en compte. De plus, le volume de transaction moyen, la volatilité des rentabilités et l'évolution passée des cours peuvent aussi avoir leur importance dans la détermination du facteur de division[56]. Ainsi l'expression de l'équation de régression du facteur de division est la suivante, selon le type d'évènement (division ou multiplication) :

$$factdiv = \alpha + \beta_1 flotav + \beta_2 lncoursav + \beta_3 vol1m + \beta_4 volat6m + \beta_5 runup \quad (157)$$

Avec $factdiv$: facteur de division

$flotav$: niveau du flottant 2 mois avant l'opération (en %)

$lncoursav$: logarithme du cours du titre 5 jours avant l'annonce au BALO

$vol1m$: taux de rotation journalier (volume journalier/nombre total de titres) moyen calculé sur le mois avant la division, de j-25 à j-5

$volat6m$: volatilité du titre, variance des rentabilités quotidiennes du titre calculée sur 6 mois avant la division, de j-125 à j-5

$runup$: ratio du cours du titre 5 jours avant la division sur le cours 1 an avant la division (j-255).

Les résultats de la régression pour l'échantillon total sont repris dans le tableau 40 à la page suivante, différenciés selon le type d'évènement. Les résultats ne sont pas significatifs concernant les multiplications de nominal, excepté le coefficient β_1 pour le niveau du flottant avant l'opération, négatif et significatif seulement au seuil critique de 10%. Ceci indique tout de même une relation entre le facteur de divisions et l'actionnariat de l'entreprise. Plus le niveau de flottant est élevé avant l'opération, plus le facteur de division est faible. Comme ce facteur est inférieur à 0 pour les multiplications de nominal, ceci revient à dire que plus le niveau de flottant est élevé avant la multiplication de nominal, plus l'augmentation de prix qui résulte de la réalisation de l'opération est importante.

[56] Comme c'est le cas dans le modèle de choix de diviser, Cf. résultats du probit au chapitre 13, tableau 13.

Ce coefficient n'est pas significatif pour les divisions. Cette variable n'est peut-être pas un proxy assez précis de la répartition de l'actionnariat entre institutionnels et individuels. Par contre, le coefficient β_2, pour le niveau de cours du titre avant la division, est positif et très significatif. Plus le niveau de cours du titre avant l'opération est élevé, plus le facteur de division est important. Inversement, le coefficient β_3 négatif et significatif à 5% indique que les volumes de transactions avant la division ont un impact négatif sur le facteur de division choisi par les dirigeants. La volatilité passée agit positivement et très significativement sur le facteur de division. La significativité statistique du coefficient β_4 dépasse le seuil de 1 pour 1000. Quant au coefficient β_5, relatif à l'évolution passée du cours du titre, il n'est pas du tout significatif. Ainsi, plus le niveau de prix et de risque des titres est élevé et les volumes faibles avant la division, plus le facteur de division est important, ce qui entraine un prix d'autant plus faible après l'opération. Dans l'ensemble, ces résultats sont donc en accord avec les prédictions de notre modèle théorique.

Type évènement	Nb.	R^2	paramètre	Résultat estimé	t	Pr > $\lvert t \rvert$
Divisions de nominal	93	0,3227	α	-3,9785	-1,990	0,0497
			β_1	0,0192	1,540	0,1276
			β_2	1,1357	2,960	0,0040
			β_3	-3,9894	-2,420	0,0177
			β_4	169,8109	5,270	<0,0001
			β_5	0,0068	0,370	0,7142
Multiplicat° de nominal	12	0,6201	α	0,1868	4,170	0,0088
			β_1	-0,0023	-2,200	0,0787
			β_2	0,0521	1,860	0,1221
			β_3	0,1248	1,880	0,1193
			β_4	0,3882	0,430	0,6870
			β_5	-0,0084	-1,620	0,1651

Tableau 40 : résultats de la régression du facteur de division/multiplication des titres

3.2. Lien entre volumes anormaux et rentabilités anormales autour de l'opération

Les rentabilités anormales significatives sont observées uniquement lors de la réalisation de l'opération et ne peuvent donc pas être liées à la révélation d'une information nouvelle au marché. Cependant on observe sur ces titres, en même temps que les rentabilités anormales, des volumes de transactions anormaux importants et très significatifs. Ces volumes anormaux peuvent être la cause des excès de rentabilité constatés et il est utile d'étudier le lien entre les deux variables au moyen d'une régression, telle que :

$$rac = \alpha + \beta vac \quad (158)$$

Avec rac : rentabilité anormale cumulée sur les 5 jours entourant la date de réalisation de l'opération de division/multiplication, calculée avec le modèle de marché à erreurs GARCH

vac : volume anormal moyen cumulé sur les 5 jours entourant la division/multiplication, calculé avec le taux de rotation des titres et le FTSM.

Les résultats de cette régression pour l'échantillon total sont les suivants :

Type évènement	Nb.	R^2	paramètre	Résultat estimé	t	Pr > $\lvert t \rvert$
Divisions de nominal	**93**	**0,0765**	α	0,0155	2,190	0,0314
			β	0,0081	2,670	0,0091
Multiplicat° de nominal	**12**	**0,2816**	α	-0,0155	-1,05	0,3190
			β	-0,0077	-1,88	0,0930

Tableau 41 : résultats de la régression des rentabilités anormales par les volumes anormaux

Le paramètre β est positif et très significatif pour l'échantillon de divisions, au seuil de 1%. A contrario, il est négatif et significatif pour les multiplications de nominal (seulement au seuil de 10%). Ainsi, plus les volumes anormaux sont élevés autour de la réalisation de la division et moins ces volumes diminuent pour les multiplications de nominal (ils sont négatifs), plus les rentabilités anormales sont importantes. Il faut cependant noter

que les rentabilités et volumes anormaux sont nettement moins significatifs pour les multiplications, il est alors difficile de conclure quant au lien statistique entre les deux. D'autre part, la relation est moins évidente avec les volumes anormaux générés par le modèle VMT. Les résultats ne sont pas repris ici pour le VMT mais on peut noter que le paramètre β n'est plus significatif (t=1,16 seulement pour les divisions). La réaction des prix à la réalisation d'une division n'est donc pas due à l'information potentielle induite par l'annonce de la division même. Elle parait davantage liée aux volumes de transactions importants à cette date, et en particulier à l'effet mécanique de baisse de niveau de cours de l'action, attirant les investisseurs individuels qui accroissent alors leur activité sur le titre.

3.3. Facteurs explicatifs de la variation du flottant autour de l'opération

Un des résultats obtenus les plus importants au regard de l'hypothèse de gestion de l'actionnariat par les prix envisagée est la variation du flottant constatée autour de l'opération (faute de disposition d'une variable plus précise sur la répartition des actionnaires selon leur catégorie dans le capital de l'entreprise). Il est alors finalement intéressant d'en étudier les facteurs explicatifs en le régressant sur plusieurs variables d'intérêt comme les volumes anormaux, pour apprécier la relation entre cette hausse du rythme des transactions et la variation du flottant, la présence ou non d'une annonce simultanée sur le dividende (variable dichotomique) pouvant influencer le choix pour les investisseurs d'entrer dans le capital de la société, et le niveau du cours cible atteint après la division constituant la barrière ou la facilitation d'accès au titre plus particulièrement pour les investisseurs individuels. On obtient la régression suivante :

$$flotdif = \alpha + \beta_1 vamc + \beta_2 Adivsim + \beta_3 lncoursav \quad (159)$$

avec $flotdif$: différence entre la valeur du flottant 2 mois après l'opération et 2 mois avant

$vamc$: volume anormal moyen cumulé sur les 5 jours entourant la réalisation de l'opération de division/multiplication, calculé avec FTSM(TRV)

$Adivsim$: variable dichotomique, =1 si il y a une annonce simultanée sur les dividendes, =0 sinon

$lncoursav$: logarithme du cours du titre 5 jours avant l'annonce au BALO.

Les résultats de cette régression selon le type d'évènement figurent dans le tableau 42 suivant:

Type évènement	Nb.	R^2	paramètre	Résultat estimé	t	Pr > $\lvert t \rvert$
Divisions de nominal	93	0,0921	α	-24,9950	-2,090	0,0396
			β_1	0,8957	0,690	0,4927
			β_2	12,1655	2,070	0,0413
			β_3	5,9372	1,650	0,1024
Multiplicat° de nominal	12	0,3238	α	-1,9668	-0,410	0,6912
			β_1	-0,8596	-1,740	0,1252
			β_2	1,8307	0,510	0,6252
			β_3	1,0305	0,450	0,6696

Tableau 42 : résultats de la régression de la variation du flottant autour de l'opération de division/multiplication

Le paramètre β_1 est positif pour les divisions de nominal (0,8957) et négatif pour les multiplications (-0,8596). Cependant il n'est significatif pour aucun des deux échantillons. On ne peut véritablement conclure quant à l'impact des volumes anormaux sur la différence de flottant. On peut tout de même supposer que cette différence est d'autant plus grande que les volumes anormaux sont élevés autour de l'évènement (les VAMC sont négatifs pour les multiplications). β_2 est positif et significatif pour les divisions (au seuil de 5%). La variation de flottant est ainsi accrue par la présence d'une annonce simultanée sur le dividende. Enfin, le niveau de cours avant l'opération semble aussi jouer un rôle dans le sens où plus celui-ci est élevé (et constitue une barrière importante à l'entrée des individuels), plus l'augmentation du flottant est importante. Cependant le seuil critique de significativité de 10% n'est pas atteint. Aucun paramètre n'est significatif pour l'échantillon de multiplications. Il apparait encore une fois que cette variable « flottant » soit un proxy peu précis des modifications de l'actionnariat de l'entreprise. La faible taille relative de l'échantillon de multiplications grève sensiblement la significativité des différents résultats. Enfin, les différents résultats obtenus sont commentés et discutés dans la conclusion générale ci-après.

CONCLUSION : *DISCUSSION DE L'ENSEMBLE DES RESULTATS*

Les différentes études empiriques menées sur nos données confirment bien nos premières observations et l'idée que ces opérations ne sont pas aussi « blanches » qu'elles paraissent. Il ressort des ces analyses que les divisions/multiplications de nominal impactent sensiblement les différentes caractéristiques des titres, de manière différenciée selon qu'il s'agit d'une opération de division ou de multiplication. Par ailleurs, la politique de distribution de dividendes des entreprises considérées n'est pas neutre au regard de ces observations. Elle conditionne en partie l'ampleur des réactions du marché lors de la réalisation des ces opérations. En outre, la revue de littérature effectuée en première partie de ce travail de thèse fait ressortir deux grandes hypothèses principales quant à l'utilisation des divisions de nominal par les dirigeants de sociétés cotées et leurs réactions observables.

La première hypothèse, d'ordre informationnel, fait ressortir l'annonce de la division comme un moyen à la disposition du dirigeant de se signaler sur le marché et de transmettre son information privée. C'est donc la divulgation de cette nouvelle information qui entraine une réaction favorable (ou défavorable selon le cas) du marché et des cours des titres à son annonce. Cette information nouvelle a deux origines possibles. Soit la division de nominal elle-même constitue une indication de poursuite de performances favorables dans le futur, soit l'annonce simultanée sur les dividendes réduit l'incertitude quant à leur politique de distribution et leur évolution future. En effet les deux évènements sont très souvent associés et annoncés simultanément sur le marché français.

La seconde hypothèse traduit davantage un objectif opérationnel. Il s'agit d'atteindre un niveau « optimal » de cours satisfaisant notamment les différentes classes d'investisseurs. Ce niveau optimal de cours permet en autre d'améliorer la liquidité des titres en impactant le spread relatif et les coûts de transactions, ou d'en réduire la volatilité. Il peut aussi correspondre à une norme industrielle, sectorielle ou de marché. Il permet enfin de privilégier telle ou telle catégorie d'investisseurs, selon les règles fiscales auxquelles ils sont soumis. Ces deux hypothèses renvoient à de nombreux travaux empiriques effectués majoritairement sur les marchés américains.

L'originalité de nos travaux réside donc principalement dans le développement de l'hypothèse alternative proposée, permettant d'expliquer les phénomènes plus spécifiques

relatifs à ces opérations sur un marché particulier, le marché français. En effet dans le cadre de cette hypothèse d' « ajustement de l'actionnariat par les prix », les divisions et multiplications de titres représentent une porte d'entrée intéressante pour étudier un problème plus vaste, la relation entre le prix unitaire des titres en circulation et la composition de l'actionnariat des entreprises. Les prédictions issues du développement du modèle théorique afférent montrent l'intérêt d'intégrer cette relation pour le dirigeant d'entreprise. La composition et la taille de l'actionnariat impactent d'une part le taux de rentabilité exigé par les actionnaires pour leur investissement. D'autre part elles déterminent le contrôle qu'ils peuvent effectuer sur la société. Une gestion active de la géographie du capital par le niveau de cours des titres permet alors dans une certaine mesure d'optimiser la rentabilité exigée par les actionnaires. Il s'agit d'un arbitrage entre une liquidité accrue avec un marché large du titre, et le contrôle d'un actionnariat majoritairement institutionnel optimisant les performances de la société. Cette hypothèse apporte ainsi un éclairage nouveau quant à la motivation des dirigeants à engager les procédures de division/multiplication de nominal. Elle explique ainsi plus clairement les réactions spécifiques sur le marché français et leurs circonstances, différentes des autres marchés plus communément étudiés tel que le marché américain.

Les résultats obtenus au travers des différentes études empiriques rejettent assez nettement l'hypothèse de signalement sur le marché français à la période étudiée. Aucune rentabilité anormale significative n'est observée à la date d'annonce de l'évènement, tant pour les divisions de nominal que les multiplications, quels que soient les tests et modèles d'estimation employés. Il en de même pour l'étude d'évènement sur les volumes de transactions qui ne fait ressortir aucune réaction particulière à l'annonce. La séparation de l'effet du dividende et l'analyse plus précise du contenu informationnel des rentabilités anormales à la réalisation des divisions, obtenues par la mise en place de l'étude d'évènement conditionnel, ne sont pas plus concluantes au regard de cette hypothèse. Il est impossible de lier la réaction du marché à une quelconque information privée détenue par le dirigeant sur la base de nos analyses. L'étude d'évènement conditionnel fait ainsi ressortir que les rentabilités anormales observées à la date d'exercice sont en partie liées à l'information contenue dans l'annonce simultanée d'augmentation du dividende, mais pas à celle contenue dans l'annonce de division.

L'hypothèse d'ajustement des prix et l'objectif d'ordre opérationnel des dirigeants correspondent alors davantage aux réactions observées sur le marché français. L'existence d'une réaction significative des cours et des volumes à la date de réalisation de l'opération mais pas à son annonce trahissent un effet plus mécanique qu'une réponse à une nouvelle information. Ce qui est confirmé par la réaction opposée pour les multiplications de nominal, principalement en ce qui concerne les volumes de transactions. Cependant, les réactions que l'on observe à la date de réalisation de l'évènement ne sont significatives qu'à très court terme. Elles tendent à disparaitre dans les mois, voire les semaines, qui suivent l'opération. Alors que l'on observe notamment des volumes anormaux très importants sur les 5 jours entourant la date d'exercice, qu'ils soient positifs pour les divisions ou négatifs pour les multiplications, aucune variation significative de la liquidité (approchée par le taux de rotation des titres) n'est détectée dans les mois ou l'année qui suit. De même, bien que les tests sur la volatilité montrent que celle-ci varie nettement dans les semaines entourant l'évènement, elle retrouve son niveau initial en quelques mois, pour redevenir indistincte de sa valeur estimée avant la division/multiplication. Par contre l'existence de normes, ou de prix « psychologiques » au sens marketing semble se confirmer puisque les divisions de nominal sont principalement mises en place sur des actions ayant dépassé la limite de cours de 100€. Alors que les multiplications de nominal permettent de ramener le cours au dessus de l'euro « symbolique » et de sortir de la situation de « penny stock ».

Plus précisément, l'hypothèse d'« ajustement de l'actionnariat par les prix », telle que présentée et modélisée dans nos travaux, est corroborée de différentes façons par nos résultats. Tout d'abord l'idée que le prix unitaire des titres peut constituer une barrière à l'entrée pour certaines catégories d'investisseurs peu « sophistiqués » semble se confirmer. En effet, l'étude d'évènement sur les volumes fait ressortir d'importants volumes anormaux significatifs à la date de réalisation, tantôt positifs tantôt négatifs respectivement pour les divisions et les multiplications de nominal. La diminution de la contrainte de prix entraine donc une augmentation de l'activité et des transactions sur le titre, et inversement pour les multiplications. Les différentes études sur la volatilité montrent en outre qu'un saut positif survient à la date de réalisation des divisions, alors qu'il survient à la date d'annonce pour les multiplications. Ces dernières voient la volatilité des titres diminuer à la date d'exercice. Cette hausse de l'activité n'est cependant que temporaire, puisque le niveau de liquidité et

de volatilité des titres concernés revient vite à la normale, la différence de turnover et de variance des rentabilités avant/après n'étant plus significatives en quelques semaines. Ainsi il apparait que ces volumes anormaux soient à l'origine des rentabilités anormales observées au même moment, sans considération informationnelle ou réponse à un signal donné.

La variation de niveau de prix et les mouvements consécutifs sur les titres induisent finalement un changement sensible de la composition de l'actionnariat des entreprises. L'augmentation des betas du modèle de marché, les ruptures dans les modèle générateur des volumes (le FTSM) ainsi que l'observation de l'évolution du flottant autour de l'opération sont autant d'indications du changement de comportement des investisseurs et donc de leur composition. Il va surtout dans le sens d'une augmentation des individuels au détriment des institutionnels dans le cas des divisions. Cette variation de flottant autour de l'opération est impactée par la politique de dividendes de l'entreprise. La variation est plus importante pour les entreprises qui en distribuent et les différents résultats sont plus significatifs. Sans doute parce qu'à caractéristiques et performances équivalentes, les investisseurs individuels doivent avoir une préférence pour les entreprises qui payant des dividendes. D'autant qu'il s'agit principalement d'entreprises de plus grande taille et d'un âge plus avancé, donc plus « visibles » et connues des investisseurs individuels peu sophistiqués.

Enfin, le choix du facteur de division, et donc du niveau de prix des titres après l'opération apparait être influencé par le niveau de cours, la liquidité et le risque des titres. Ainsi, plus le prix avant division et le risque sont élevés et plus les volumes sont faibles, plus le facteur de division choisi est élevé. Ces considérations correspondent bien aux intentions « affichées » des dirigeants qui sont principalement de faciliter l'accès aux investisseurs individuels, d'améliorer la liquidité et de réduire la volatilité des titres. Il apparait cependant que la liquidité des titres à moyen ou long terme ne se trouve pas améliorée par l'occurrence de la division, les mesures de turnovers restant sensiblement identiques sur les différentes périodes. De même pour les mesures de risques qui, plutôt que de diminuer, ont tendance à augmenter. Ainsi, le seul but véritablement atteint par ces opérations est la facilitation d'accès pour les individuels au capital de l'entreprise et donc l'élargissement de la base de l'actionnariat, avec tous les effets qui en découlent sur la rentabilité exigée et les possibilités de prise de contrôle notamment.

Finalement, ce champ d'étude qu'est le lien entre le niveau de cours des actions en bourse et la composition de l'actionnariat est vaste et beaucoup de choses restent encore à explorer. Le marché français est un terrain de recherche intéressant pour analyser cette relation. Les divisions/multiplications de nominal qui y surviennent régulièrement sont une porte d'entrée toute aussi intéressante que les introductions en bourse pour l'appréhender de façon pragmatique. La principale limite réside cependant dans la difficulté, voire l'impossibilité, d'obtenir des données précises, avec une périodicité élevée, sur la répartition des actionnaires entre individuels et institutionnels au sein des sociétés. La disponibilité de telles données, plus fines et mises à jour régulièrement, pourrait permettre de creuser encore davantage ces questions de recherche, et d'approfondir les analyses. Ce qui pourrait permettre d'ouvrir la voie à de fructueuses recherches quant à cette relation et ses implications pratiques sur les marchés financiers.

ANNEXES

ANNEXE 1 : Ajustement du modèle de marché, tests de normalité, d'auto-corrélation et d'hétéroscédasticité conditionnelle

Test de normalité de Jarque-Bera (Jarque & Bera, 1987) :

La statistique JB permet de tester l'hypothèse nulle de normalité de la distribution des résidus d'une régression. JB suit une loi du χ^2 à deux degrés de liberté et se définit ainsi:

$$JB = \frac{n-k}{6}\left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4}\right)$$

avec n : nombre d'observations dans la série

k : nombre de variables explicatives dans la régression linéaire (ici $k = 1$)

S : skewness, coefficient d'asymétrie, $S = \sqrt{n}\sum_{t=1}^{n}\hat{\varepsilon}_t^3 / (\sum_{t=1}^{n}\hat{\varepsilon}_t^3)^{\frac{3}{2}}$

K : kurtosis, coefficient d'aplatissement, $K = n\sum_{t=1}^{n}\hat{\varepsilon}_t^4 / (\sum_{t=1}^{n}\hat{\varepsilon}_t^2)^2$

$\hat{\varepsilon}$: résidu de l'ajustement du modèle de marché par les moindres carrés ordinaires.

Test d'auto-corrélation de Durbin-Watson (Durbin & Watson, 1950, 1951) :

La statistique DW, généralisée par Vinod (1973), permet de tester l'auto-corrélation d'ordre j des résidus d'une régression, telle que (j=1 pour le test d'ordre 1):

$$DW = \frac{\sum_{t=j+1}^{n}\left(\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-j}\right)^2}{\sum_{t=1}^{n}\hat{\varepsilon}_t^2}$$

DW est comprise entre 2 et 4. Autour de 2, on conclut à l'absence d'auto-corrélation des résidus, alors que l'on s'approche de 4 en présence d'une auto-corrélation positive et de 0 en présence d'une auto-corrélation négative.

Tests d'hétéroscédasticité conditionnelle :

La statistique Q du porte-manteau permet de tester l'indépendance d'une série (McLeod & Li, 1983) et les effets non-linéaires tels que les effets GARCH.

Elle se définit telle que, avec q=1 pour tester l'hétéroscédasticité d'ordre 1 :

$$Q(q) = n(n+2)\sum_{i=1}^{q}\frac{r(i;\hat{\varepsilon}_t^2)}{(N-i)}$$

avec $r(i;\hat{\varepsilon}_t^2) = \frac{\sum_{t=i+1}^{n}(\hat{\varepsilon}_t^2-\hat{\sigma}^2)(\hat{\varepsilon}_{t-i}^2-\hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=i+1}^{n}(\hat{\varepsilon}_t^2-\hat{\sigma}^2)^2}$ et $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\hat{\varepsilon}_t^2$.

La statistique LM du multiplicateur de Lagrange, proposée par Engle (1982), permet aussi de tester les perturbations de type ARCH. Elle se définit sous forme matricielle telle que, pour le test d'un processus ARCH d'ordre q (q = 1 dans le cas du test de l'ordre 1):

$$LM(q) = \frac{nW'Z(Z'Z)^{-1}Z'W}{W'W}$$

avec $W = \left(\frac{\hat{\varepsilon}_1^2}{\hat{\sigma}^2},\dots,\frac{\hat{\varepsilon}_n^2}{\hat{\sigma}^2}\right)'$ et $Z = \begin{bmatrix} 1 & \hat{\varepsilon}_0^2 & \cdots & \hat{\varepsilon}_{-q+1}^2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \hat{\varepsilon}_{n-1}^2 & \cdots & \hat{\varepsilon}_{n-q}^2 \end{bmatrix}$

Q et LM suivent toutes deux une loi du χ^2 à q degrés de liberté, sous l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité conditionnelle.

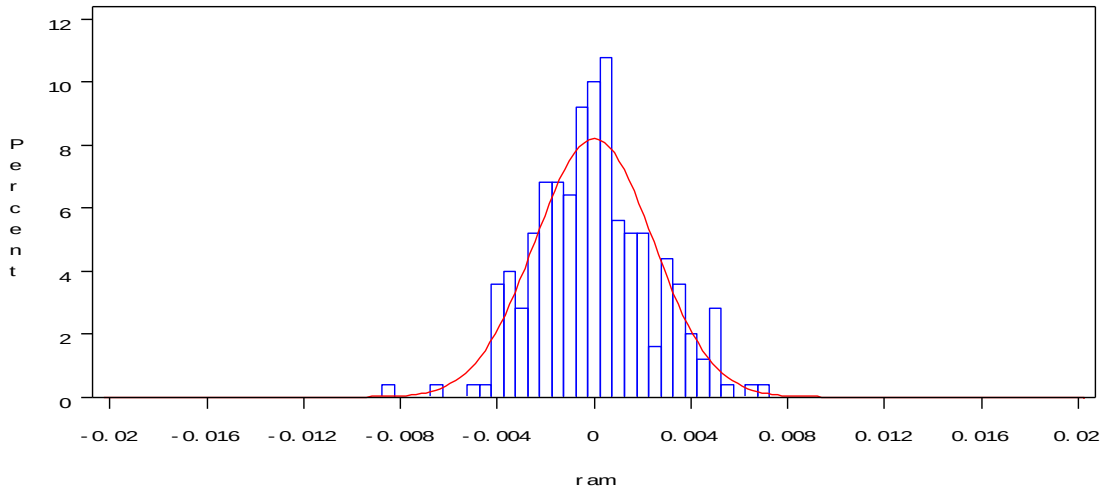
nom	ISIN	type év.	Modèle de marché								
			JB	pr. > χ2	DW	pr. < DW	pr. > DW	Q	pr. > Q	LM	pr. > LM
adcsiic	FR0000065401	div.	75,36	<0,0001	2,3	0,9922	0,0078	0,01	0,9246	0,01	0,9144
aetco	FR0000075160	div.	4602,17	<0,0001	1,73	0,0156	0,9844	1,19	0,2748	1,18	0,2764
affine	FR0000036105	div.	86,33	<0,0001	2,35	0,9975	0,0025	9,46	0,0021	9,43	0,0021
agtarecord	CH0008853209	div.	137,44	<0,0001	2,35	0,9975	0,0025	0,23	0,6281	0,24	0,6222
airliquide	FR0000120073	div.	154,09	<0,0001	2,53	1	<0,0001	9,54	0,002	9,49	0,0021
airox	FR0000034605	div.	92,96	<0,0001	2,08	0,7423	0,2577	0,86	0,3549	0,87	0,3514
akkatech	FR0004180537	div.	329,64	<0,0001	1,99	0,4981	0,5019	0,01	0,9134	0,01	0,9071
alesgrp	FR0000054652	div.	22,81	<0,0001	2,4	0,9993	0,0007	5,66	0,0174	5,56	0,0184
anf	FR0000063091	div.	208,95	<0,0001	2,02	0,5676	0,4324	55,65	<0,0001	53,81	<0,0001
arkopharma	FR0000054207	div.	41300,56	<0,0001	2,16	0,9032	0,0968	<0,01	0,9997	<0,01	0,9989
audika	FR0000063752	div.	73,32	<0,0001	2,03	0,6013	0,3987	0,48	0,4897	0,47	0,4946
automatech	FR0000074270	div.	3224,17	<0,0001	1,99	0,4952	0,5048	0,99	0,3206	0,98	0,3222
bastideconfmed	FR0000035370	div.	41,47	<0,0001	2,24	0,973	0,027	7,65	0,0057	7,57	0,0059
bastideconfmed2	FR0000035370	div.	220,16	<0,0001	2,2	0,9486	0,0514	19,32	<0,0001	19,65	<0,0001
beneteau	FR0000035164	div.	26,64	<0,0001	2,13	0,8448	0,1552	58,66	<0,0001	57,93	<0,0001
boizelchanoine	FR0004027068	div.	392,88	<0,0001	1,85	0,1204	0,8796	4,01	0,0452	4	0,0454
bourbon	FR0004548873	div.	36,34	<0,0001	2,24	0,9709	0,0291	<0,01	0,9846	<0,01	0,9383
bourbon2	FR0004548873	div.	39,44	<0,0001	1,9	0,2257	0,7743	0,04	0,8348	0,09	0,7688

capelli	**FR0010127530**	**div.**	335,44	<0,0001	1,75	0,0226	0,9774	0,44	0,5051	0,45	0,5026
cfcalbanque	**FR0000064560**	**div.**	628,09	<0,0001	2,45	0,9998	0,0002	16,09	<0,0001	14,01	0,0002
cffrecycling	**FR0000039059**	**div.**	7799,83	<0,0001	1,73	0,0151	0,9849	0,04	0,8399	0,04	0,8396
compagniedesalpes	**FR0000053324**	**div.**	86,66	<0,0001	2,49	1	<0,0001	2,21	0,1373	2,22	0,1361
completel	**NL0000262822**	**div.**	41,66	<0,0001	1,71	0,0111	0,9889	1,77	0,1831	1,6	0,2056
crcamaquitaine	**FR0000044547**	**div.**	8,03	0,018	2,43	0,9997	0,0003	1,88	0,1707	1,9	0,1676
crcamnord	**FR0000185514**	**div.**	15,26	0,0005	2,32	0,9952	0,0048	7,99	0,0047	8,01	0,0047
danone	**FR0000120644**	**div.**	19,96	<0,0001	2,3	0,991	0,009	<0,01	0,9624	<0,01	0,9465
danone2	**FR0000120644**	**div.**	31,82	<0,0001	2,05	0,6587	0,3413	0,2	0,6578	0,19	0,6597
delachaux	**FR0000032195**	**div.**	102,35	<0,0001	1,79	0,0515	0,9485	17,98	<0,0001	17,85	<0,0001
easydentic	**FR0010100016**	**div.**	44,94	<0,0001	2,01	0,5273	0,4727	0,06	0,801	0,06	0,8119
eauxderoyan	**FR0007200100**	**div.**	1403,35	<0,0001	2,08	0,7441	0,2559	0,32	0,5721	0,31	0,5775
eiffage	**FR0000130452**	**div.**	482,38	<0,0001	1,7	0,0088	0,9912	29,52	<0,0001	28,88	<0,0001
essilor	**FR0000121667**	**div.**	235,89	<0,0001	2,14	0,8653	0,1347	0,05	0,826	0,04	0,8366
eurolandfinance	**FR0010157115**	**div.**	168,79	<0,0001	2,23	0,9687	0,0313	0,44	0,5075	0,45	0,5034
faiveley	**FR0000053142**	**div.**	280,56	<0,0001	1,85	0,1179	0,8821	5,44	0,0197	5,42	0,02
fdl	**FR0000030181**	**div.**	516,6	<0,0001	2,01	0,5265	0,4735	43,25	<0,0001	42,83	<0,0001
finuchem	**FR0000062671**	**div.**	554,25	<0,0001	1,95	0,3527	0,6473	<0,01	0,9701	<0,01	0,9756
fonciagrp	**FR0000052193**	**div.**	85,72	<0,0001	1,71	0,011	0,989	14,01	0,0002	14,27	0,0002
foncieredesmurs	**FR0000060303**	**div.**	51,24	<0,0001	1,97	0,4145	0,5855	2,94	0,0864	2,49	0,1148
foncieredesregions	**FR0000064578**	**div.**	252,72	<0,0001	2,23	0,9664	0,0336	2,09	0,1487	2,03	0?1542
gecina	**FR0010040865**	**div.**	695,94	<0,0001	2,23	0,9682	0,0318	1,23	0,2677	1,23	0,2681
georex	**FR0000057945**	**div.**	88,21	<0,0001	2,12	0,8293	0,1707	0,01	0,9186	0,01	0,9087
gerardperrier	**FR0000061459**	**div.**	1433,29	<0,0001	1,65	0,003	0,997	1,96	0,1615	1,95	0,1623
grandmarnier	**FR0000038036**	**div.**	2787,19	<0,0001	2,35	0,9973	0,0027	17,45	<0,0001	17,25	<0,0001
groupeopen	**FR0004050300**	**div.**	182,61	<0,0001	2,14	0,8749	0,1251	0,38	0,5387	0,36	0,5484
groupepartouche	**FR0000053548**	**div.**	489,84	<0,0001	1,98	0,4233	0,5767	18,66	<0,0001	18,51	<0,0001
hermesintl	**FR0000052292**	**div.**	19,77	<0,0001	1,9	0,2196	0,7804	2,81	0,0937	2,69	0,101
hf	**FR0000038531**	**div.**	1479,86	<0,0001	1,95	0,3552	0,6448	2,39	0,1225	2,31	0,1289
hiolleindustries	**FR0000077562**	**div.**	80,39	<0,0001	2,6	1	<0,0001	32,1	<0,0001	31,87	<0,0001
icade	**FR0000035081**	**div.**	524,88	<0,0001	2,25	0,9769	0,0231	16,96	<0,0001	17,79	<0,0001
idealmedicalprod	**FR0000053720**	**div.**	237,01	<0,0001	2,09	0,7681	0,2319	0,02	0,9018	0,02	0,9005
ideoma	**FR0000044885**	**div.**	1129,05	<0,0001	2,3	0,9909	0,0091	0,11	0,7392	0,13	0,7155
imerys	**FR0000120859**	**div.**	612,2	<0,0001	2,12	0,8293	0,1707	<0,01	0,9619	<0,01	0,9583
immobdassault	**FR0000033243**	**div.**	414,89	<0,0001	1,92	0,2681	0,7319	35,28	<0,0001	34,95	<0,0001
ipsos	**FR0000073298**	**div.**	323,85	<0,0001	2,17	0,9111	0,0889	1,75	0,1862	1,72	0,1894
kaufmanetbroad	**FR0004007813**	**div.**	42,68	<0,0001	1,7	0,0085	0,9915	4,09	0,0432	3,97	0,0464
klepierre	**FR0000121964**	**div.**	134,48	<0,0001	2,27	0,9832	0,0168	3,61	0,0575	3,6	0,0579
klepierre2	**FR0000121964**	**div.**	24,37	<0,0001	2,24	0,9725	0,0275	2,4	0,1215	2,42	0,1196
laciegrp	**FR0000054314**	**div.**	356,18	<0,0001	2,26	0,9802	0,0198	2,15	0,1429	2,13	0,1446
larochesa	**FR0000077117**	**div.**	645,51	<0,0001	2,65	1	<0,0001	43,88	<0,0001	43,38	<0,0001
maisonsfranceconf	**FR0004159473**	**div.**	192,64	<0,0001	1,89	0,1833	0,8167	5,84	0,0157	5,82	0,0159
maureletprom	**FR0000051070**	**div.**	1898,06	<0,0001	1,9	0,2177	0,7823	0,01	0,9331	0,01	0,9309
mineslucette	**FR0000066177**	**div.**	1269,44	<0,0001	2,86	1	<0,0001	25,25	<0,0001	24,99	<0,0001
natixis	**FR0000120685**	**div.**	586,89	<0,0001	2,09	0,7694	0,2306	10,45	0,0012	10,37	0,0013
norskhydro	**NO0005052605**	**div.**	583,62	<0,0001	2,16	0,8919	0,1081	<0,01	0,9861	<0,01	0,9747

olmix	**FR0010176115**	**div.**	33262,36	<0,0001	2,08	0,7523	0,2477	0,01	0,9248	0,01	0,9261
onet	**FR0000033912**	**div.**	458,72	<0,0001	2,28	0,9877	0,0123	15,52	<0,0001	15,38	<0,0001
orpea	**FR0000184798**	**div.**	203,23	<0,0001	1,86	0,1302	0,8698	37,27	<0,0001	36,87	<0,0001
plasticomnium	**FR0000124570**	**div.**	434,86	<0,0001	1,69	0,0065	0,9935	27,66	<0,0001	27,39	<0,0001
psbindustries	**FR0000060329**	**div.**	171,5	<0,0001	1,78	0,0404	0,9596	0,05	0,8232	0,05	0,8153
rougier	**FR0000037640**	**div.**	364,13	<0,0001	2,25	0,9764	0,0236	1,17	0,2793	1,17	0,279
safran	**FR0000073272**	**div.**	607,07	<0,0001	2,28	0,9863	0,0137	1,1	0,2951	1,1	0,2955
safran2	**FR0000073272**	**div.**	54,23	<0,0001	2,22	0,9593	0,0407	1,36	0,243	1,38	0,2399
samse	**FR0000060071**	**div.**	1809,32	<0,0001	1,82	0,076	0,924	2,38	0,1231	2,36	0,1243
scbsm	**FR0006239109**	**div.**	524,68	<0,0001	2,12	0,8389	0,1611	0,89	0,3453	0,89	0,3447
scor	**FR0010411983**	**div.**	14,5	0,0007	2,33	0,9953	0,0047	3,53	0,0603	3,03	0,082
sechilienne	**FR0000060402**	**div.**	30,56	<0,0001	1,9	0,2154	0,7846	0,01	0,9372	<0,01	0,9488
silic	**FR0000050916**	**div.**	64,96	<0,0001	2,1	0,7838	0,2162	3,71	0,0539	3,63	0,0568
smtpc	**FR0004016699**	**div.**	49,87	<0,0001	2,02	0,5602	0,4398	11,48	0,0007	11,31	0,0008
solucom	**FR0004036036**	**div.**	63,44	<0,0001	2,16	0,9022	0,0978	12,47	0,0004	12,38	0,0004
stallergenes	**FR0000065674**	**div.**	99,81	<0,0001	1,9	0,2036	0,7964	0,5	0,4797	0,51	0,4743
stedim	**FR0000053266**	**div.**	395,38	<0,0001	2,05	0,646	0,354	17,5	<0,0001	17,33	<0,0001
steftfe	**FR0000064271**	**div.**	494,19	<0,0001	2,18	0,9211	0,0789	5,3	0,0213	5,27	0,0217
swordgrp	**FR0004180578**	**div.**	141,87	<0,0001	1,91	0,2291	0,7709	0,09	0,7682	0,09	0,7627
technip	**FR0000131708**	**div.**	3270,1	<0,0001	2,33	0,9955	0,0045	0,69	0,4055	0,69	0,4068
total	**FR0000120271**	**div.**	2,15	0,3416	2,05	0,6411	0,3589	<0,01	0,9569	0,04	0,8465
toupargel	**FR0000039240**	**div.**	724,63	<0,0001	1,95	0,3607	0,6393	1,59	0,2079	1,57	0,2104
u10	**FR0000079147**	**div.**	1258,92	<0,0001	1,73	0,0168	0,9832	1,63	0,2021	1,62	0,203
ubisoft	**FR0000054470**	**div.**	52,17	<0,0001	2,14	0,8621	0,1379	2,78	0,0953	2,59	0,1072
vallourec	**FR0000120354**	**div.**	29,71	<0,0001	2,29	0,9886	0,0114	<0,01	0,9536	<0,01	0,9932
vilmorin	**FR0000052516**	**div.**	1340,4	<0,0001	2,03	0,6092	0,3908	0,09	0,765	0,09	0,7627
vinci	**FR0000125486**	**div.**	46,51	<0,0001	2,09	0,7627	0,2373	3,92	0,0477	3,94	0,0472
vinci2	**FR0000125486**	**div.**	11,49	0,0032	2,48	1	<0,0001	18,77	<0,0001	18,68	<0,0001
vmmateriaux	**FR0000066540**	**div.**	64,35	<0,0001	2,02	0,56	0,44	8,56	0,0034	8,38	0,0038
alstom	**FR0010220475**	**mult.**	9,74	0,0077	2,2	0,9394	0,0606	3,35	0,0672	3,38	0,0661
cesar	**FR0010540997**	**mult.**	420,58	<0,0001	1,61	0,001	0,999	3,3	0,0692	3,22	0,0728
eurodisneysca	**FR0010540740**	**mult.**	416,29	<0,0001	2,09	0,7578	0,2422	9,46	0,0021	9,4	0,0022
globaleco	**FR0004026615**	**mult.**	2454,73	<0,0001	1,86	0,1426	0,8574	0,52	0,4728	0,56	0,4554
leondebruxelles	**FR0010522169**	**mult.**	47351,37	<0,0001	2,11	0,8038	0,1962	<0,01	0,9566	<0,01	0,9571
miguetetassocies	**FR0010500363**	**mult.**	18789,32	<0,0001	2,03	0,6073	0,3927	0,11	0,739	0,11	0,7416
orchestrakazibao	**FR0010160564**	**mult.**	221,01	<0,0001	2,05	0,6405	0,3595	0,52	0,4713	0,51	0,4751
perfecttech	**FR0010130864**	**mult.**	201,19	<0,0001	1,87	0,1606	0,8394	0,71	0,399	0,72	0,3975
riscgrp	**FR0010542647**	**mult.**	75,63	<0,0001	2,09	0,7646	0,2354	7,84	0,0051	7,76	0,0054
scor2	**FR0010411983**	**mult.**	61,12	<0,0001	2,33	0,9953	0,0047	1,52	0,2175	1,51	0,2184
societefrdescasinos	**FR0010209809**	**mult.**	19290,04	<0,0001	2,02	0,558	0,442	0,01	0,9279	0,01	0,9295
teampartner	**FR0010494252**	**mult.**	224,64	<0,0001	2,1	0,7932	0,2068	1,26	0,2609	1,26	0,2615

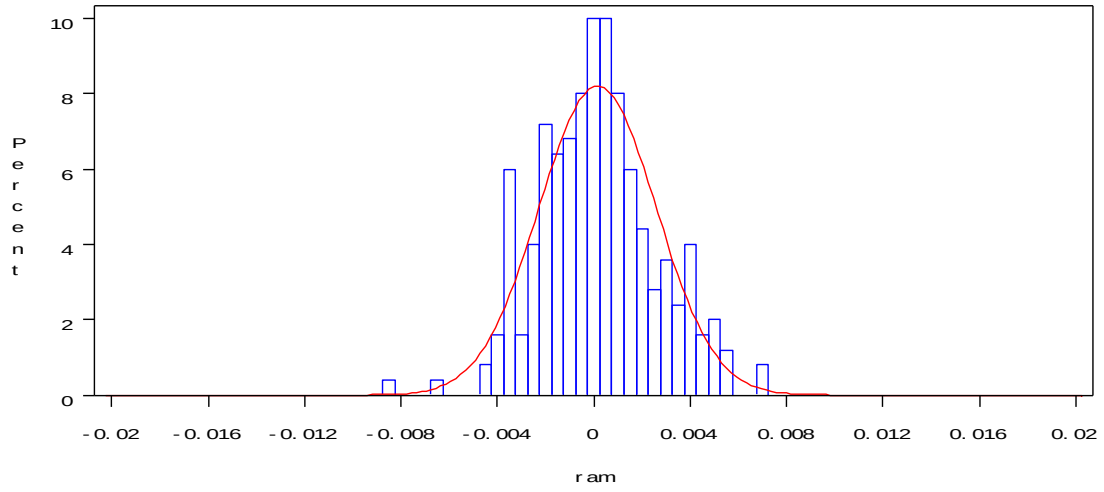
ANNEXE 1 : ajustement du modèle de marché, tests de normalité (JB), d'auto-corrélation (DW) et d'hétéroscédasticité conditionnelle (Q, LM)

ANNEXE 2 : Histogramme des erreurs moyennes et test de normalité sur la période d'estimation (j+21 à j+270) du modèle de marché simple (MM) et ajusté (avec erreurs GARCH)



Test de normalité de Jarque-Bera : $JB = 1{,}4255 \qquad prob > \chi^2 = 0{,}4903$

ANNEXE 2.1 : Histogramme des erreurs moyennes et test de normalité sur la période d'estimation (j+21 à j+270) du modèle de marché simple (MM)



Test de normalité de Jarque-Bera : $JB = 1{,}2224 \qquad prob > \chi^2 = 0{,}5427$

ANNEXE 2.2 : Histogramme des erreurs moyennes et test de normalité sur la période d'estimation (j+21 à j+270) du modèle de marché ajusté (avec erreurs GARCH)

ANNEXE 3 : Résultats de l'étude d'évènement sur les rentabilités avec le modèle de marché simple (MM)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.		RAM RAMC	t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	-0,0006	-2,138	-0,245	-0, 387
			3 j.	-0,0007	-1,238	-0,204	-0,454
			5 j.	0,0005	-1,013	0,103	-0,023
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	-0,0004	-1,408	-0,162	-0,258
			3 j.	0,0017	-0,640	0,473	0,264
			5 j.	0,0013	-0,640	0,266	0,323
	ND	14	**1 j.**	0,0128	1,604	1,718	1,697
			3 j.	0,0088	1,069	0,811	1,050
			5 j.	-0,0167	0	-0,526	0,535
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0014**	**-1,348**	**0,552**	**0,497**
			3 j.	**0,0007**	**-0,726**	**0,221**	**0,034**
			5 j.	**-0,0021**	**-0,933**	**-0,350**	**0,211**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0011	0	0,731	0,305
			3 j.	0,0454	1,414	2,694	4,477
			5 j.	0,0403	1,414	1,478	4,928
	ND	10	**1 j.**	-0,0039	-0,632	-0,271	-0,005
			3 j.	-0,0272	0,632	-1,083	-0,386
			5 j.	-0,0068	1,897	-0,115	0,080
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**-0,0031**	**-0,577**	**-0,258**	**0,001**
			3 j.	**-0,0151**	**1,155**	**-0,674**	**0,084**
			5 j.	**0,0010**	**2,309**	**0,021**	**0,230**

Annexe 3.1 : RAM et RAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date d'annonce au BALO des divisions/multiplications de nominal (MM)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	RAM RAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,0034	0,113	1,258	1,407
			3 j.	0,0043	-0,113	1,226	0,982
			5 j.	0,0072	0,113	1,458	1,193
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0051	0,896	1,729	1,816
			3 j.	0,0026	-0,384	0,699	0,489
			5 j.	0,0070	-0,128	1,257	1,010
	ND	14	**1 j.**	-0,0001	1,069	-0,029	-0,038
			3 j.	0,0071	0,535	1,006	0,980
			5 j.	0,0069	1,069	0,730	0,648
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0029**	**0,518**	**1,191**	**1,317**
			3 j.	**0,0047**	**0,104**	**1,500**	**1,233**
			5 j.	**0,0071**	**0,518**	**1,622**	**1,328**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0386	1,414	2,561	4,127
			3 j.	0,0075	0	0,152	-0,467
			5 j.	-0,0119	0	-0,161	-0,676
	ND	10	**1 j.**	-0,0061	-1,897	-0,386	-0,094
			3 j.	-0,0138	-1,265	-0,665	-0,621
			5 j.	-0,0191	-2,530	-0,820	-0,956
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,0013**	**-1,155**	**0,092**	**0,559**
			3 j.	**-0,0103**	**-1,155**	**-0,559**	**-0,849**
			5 j.	**-0,0179**	**-2,309**	**-0,841**	**-1,269**

Annexe 3.2 : RAM et RAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date d'Assemblée Générale des divisions/multiplications de nominal (MM)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	RAM RAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,0018	-0,788	0,663	0,668
			3 j.	0,0126	1,688	2,879	2,645
			5 j.	0,0193	1,013	3,316	3,074
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	-0,0001	-1,152	-0,007	0,149
			3 j.	0,0108	1,408	2,328	2,165
			5 j.	0,0173	0,384	2,483	2,398
	ND	14	**1 j.**	0,0013	0	0,124	0,042
			3 j.	0,0277	0,535	1,328	1,232
			5 j.	0,0358	1,069	1,688	1,504
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0017**	**-0,726**	**0,626**	**0,619**
			3 j.	**0,0149**	**1,763**	**3,079**	**2,932**
			5 j.	**0,0218**	**1,348**	**3,718**	**3,437**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0335	1,414	2,153	5,480
			3 j.	0,0323	1,414	1,515	9,540
			5 j.	0,0809	1,414	1,029	1,118
	ND	10	**1 j.**	0,0030	1,265	0,574	0,447
			3 j.	0,0340	1,265	2,011	2,228
			5 j.	0,0441	0,632	1,488	1,787
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,0081**	**1,732**	**1,382**	**1,213**
			3 j.	**0,0337**	**1,732**	**2,374**	**2,460**
			5 j.	**0,0502**	**1,155**	**1,886**	**2,028**

Annexe 3.3 : RAM et RAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date de parution de l'avis financier des divisions/multiplications de nominal (MM)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	RAM RAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,0168	3,487	3,880	4,031
			3 j.	0,0161	2,813	2,754	2,836
			5 j.	0,0176	2,363	2,661	2,982
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0153	2,945	3,022	3,187
			3 j.	0,0128	2,433	1,829	2,004
			5 j.	0,0162	1,921	2,049	2,286
	ND	14	**1 j.**	0,0001	0	0,011	-0,080
			3 j.	0,0219	0,535	1,167	1,050
			5 j.	0,0459	2,673	2,086	1,799
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0143**	**3,215**	**3,740**	**3,886**
			3 j.	**0,0170**	**2,800**	**2,994**	**3,038**
			5 j.	**0,0218**	**3,215**	**3,337**	**3,388**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0024	1,414	2,074	1,199
			3 j.	0,0108	1,414	4,303	1,386
			5 j.	0,0175	1,414	4,392	1,390
	ND	10	**1 j.**	0,0009	0	0,038	-0,088
			3 j.	0,0200	0,632	1,479	1,430
			5 j.	-0,0008	-0,632	-0,057	0,017
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,0113**	**0,577**	**0,590**	**-0,052**
			3 j.	**0,0185**	**1,155**	**1,646**	**1,605**
			5 j.	**0,0022**	**0**	**0,168**	**0,265**

Annexe 3.4 : RAM et RAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal (MM)

ANNEXE 4 : Matrices variances-covariances standard et convergentes asymptotiques des paramètres, employées dans les tests de significativité de l'étude d'évènement conditionnel

Echantillon total	variable	constante	lambda
Matrice var-cov standard	**constante**	0.000653909	-0.000327925
	lambda	-0.000327925	0.0001681512
Matrice var-cov convergente	**constante**	0.0003800948	-0.000199662
	lambda	-0.000199662	0.0001085257

Annexe 4.1 : matrices variance-covariance standard et asymptotique, échantillon total (D et ND)

Entreprises D	variable	constante	lambda
Matrice var-cov standard	**constante**	0.0008991379	-0.000454021
	lambda	-0.000454021	0.0002339394
Matrice var-cov convergente	**constante**	0.0005853223	-0.000307549
	lambda	-0.000307549	0.0001661922

Annexe 4.2 : matrices variance-covariance standard et asymptotique, entreprises D

Entreprises ND	variable	constante	lambda
Matrice var-cov standard	**constante**	0.0011055609	-0.000534362
	lambda	-0.000534362	0.0002667395
Matrice var-cov convergente	**constante**	0.0005614751	-0.000262438
	lambda	-0.000262438	0.0001295891

Annexe 4.3 : matrices variance-covariance standard et asymptotique, entreprises ND

Modèle 1	variable	constante	lambda
Matrice var-cov standard	**constante**	0.0001439403	-0.000430309
	$lambda_s$	-0.000430309	0.0015489833
Matrice var-cov convergente	**constante**	0.0001223785	-0.000332367
	$lambda_s$	-0.000332367	0.0011128916

Annexe 4.4 : matrices variance-covariance standard et asymptotique, modèle 1 (divisions)

Modèle 2	variable	constante	lambda
Matrice var-cov standard	**constante**	0.0000812965	-0.000072327
	$Lambda_d$	-0.000072327	0.00009479
Matrice var-cov convergente	**constante**	0.0000329903	-0.000016674
	$Lambda_d$	-0.000016674	0.0000304157

Annexe 4.5 : matrices variance-covariance standard et asymptotique, modèle 2 (dividendes)

Modèle 3	variable	constante	$lambda_s$	$lambda_d$
Matrice var-cov standard	**constante**	0.0001408823	-0.000409901	-4.127982E-6
	$lambda_s$	-0.000409901	0.0025234728	-0.000381536
	$lambda_d$	-4.127982E-6	-0.000381536	0.0001443185
Matrice var-cov convergente	**constante**	0.0000939922	-0.000354159	0.0000401105
	$Lambda_s$	-0.000354159	0.0018328264	-0.000278525
	$lambda_d$	0.0000401105	-0.000278525	0.0000702306

Annexe 4.6 : matrices variance-covariance standard et asymptotique, modèle 3 (division et dividendes)

ANNEXE 5 : Résultats de l'étude d'évènement sur les volumes de transactions avec le taux d'accroissement du volume (TAV)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	VAM VAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,1394	-0,113	0,964	1,076
			3 j.	0,0291	0,113	0,177	-0,068
			5 j.	-0,1932	-1,913	-1,236	-0,692
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0093	-0,128	0,025	0,072
			3 j.	0,0250	-0,640	0,124	-0,231
			5 j.	-0,2565	-2,433	-1,526	-1,050
	ND	14	**1 j.**	0,2019	0	0,518	0,083
			3 j.	0,1053	0,535	0,250	-0,392
			5 j.	-0,0428	-1,069	-0,094	-0,235
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,1483**	**-0,104**	**1,099**	**1,010**
			3 j.	**0,0402**	**0,311**	**0,263**	**-0,250**
			5 j.	**-0,1719**	**-2,178**	**-1,163**	**-0,720**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	-1,3623	0	-0,356	-0,642
			3 j.	0,1361	0	0,324	0,620
			5 j.	-1,4939	0	-0,874	-0,784
	ND	10	**1 j.**	0,1805	-0,333	0,324	0,328
			3 j.	-0,4005	0	-1,025	-0,943
			5 j.	-0,1764	-1,265	-0,244	-0,162
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**-0,0124**	**-1,155**	**-0,024**	**-0,024**
			3 j.	**-0,3468**	**0**	**-0,981**	**-0,887**
			5 j.	**-0,4159**	**-1,155**	**-0,642**	**-0,451**

Annexe 5.1 : VAM et VAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date d'annonce au BALO des divisions/multiplications de nominal (TAV, VMT)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.		VAM VAMC	t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,0975	-1,013	0,649	0,919
			3 j.	-0,1627	-1,463	-0,930	-0,748
			5 j.	-0,3087	-1,238	-1,876	-1,356
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0306	-1,152	0,195	0,455
			3 j.	-0,1914	-1,152	-0,976	-1,005
			5 j.	-0,4170	-1,664	-2,367	-1,984
	ND	14	**1 j.**	0,0847	-0,535	0,254	-0,106
			3 j.	0,6317	0,535	1,188	0,432
			5 j.	0,4263	-0,535	0,787	0,489
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0956**	**-1,141**	**0,701**	**0,797**
			3 j.	**-0,0561**	**-1,141**	**-0,333**	**-0,426**
			5 j.	**-0,2037**	**-1,348**	**-1,258**	**-0,874**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	-1,1600	0	-0,356	-0,642
			3 j.	0,5163	0	-0,324	-0,620
			5 j.	-0,1294	0	-0,260	-0,016
	ND	10	**1 j.**	0,2339	-1,265	0,478	0,493
			3 j.	-0,1649	-0,632	-0,384	-0,455
			5 j.	-0,0516	-0,632	-0,075	-0,113
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**0,0597**	**-1,732**	**0,130**	**0,133**
			3 j.	**-0,0893**	**-0,577**	**-0,231**	**-0,270**
			5 j.	**-0,0657**	**-0,577**	**-0,118**	**-0,116**

Annexe 5.2 : VAM et VAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date d'annonce au BALO des divisions/multiplications de nominal (TAV, FTSM)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	VAM VAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	-0,0391	-1,913	-0,310	-0,852
			3 j.	0,1968	1,013	1,483	1,779
			5 j.	0,1558	0,113	1,023	0,882
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0323	-0,896	0,209	-0,248
			3 j.	0,1957	0,640	1,187	1,463
			5 j.	0,1292	0,128	0,704	0,813
	ND	14	**1 j.**	-0,3396	-1,604	-1,150	-0,670
			3 j.	0,1941	-0,535	0,715	0,145
			5 j.	0,4273	0,535	0,942	0,668
	Total div.	**93**	**1 j.**	**-0,0805**	**-2,385**	**-0,692**	**-1,026**
			3 j.	**0,1964**	**0,726**	**1,634**	**1,724**
			5 j.	**0,1928**	**0,311**	**1,333**	**1,084**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	0,0008	1,414	0,209	0, 248
			3 j.	0,4940	1,414	1,117	1,267
			5 j.	1,3151	1,414	1,126	1,290
	ND	10	**1 j.**	-1,4143	-1,897	-1,528	-1,195
			3 j.	-0,6480	-0,632	-1,098	-0,726
			5 j.	-0,4862	-0,632	-0,885	-0,712
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**-1,2374**	**-1,732**	**-1,507**	**-1,189**
			3 j.	**-0,4403**	**0**	**-0,879**	**-0,545**
			5 j.	**-0,1587**	**0**	**-0,305**	**-0,187**

Annexe 5.3 : VAM et VAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal (TAV, VMT)

Type évènement	Sous échantillon	Nb.	VAM VAMC		t_{signe}	$t_{Student}$	t_{BMP}
Division de nominal	D	79	**1 j.**	0,0425	-0,788	0,389	-0,068
			3 j.	0,2972	0,788	1,940	1,964
			5 j.	0,3024	1,688	1,773	1,514
	Dont Adivsim	61	**1 j.**	0,0741	-0,384	0,551	0,229
			3 j.	0,2859	0,384	1,548	1,766
			5 j.	0,3368	1,152	1,645	1,596
	ND	14	**1 j.**	-0,1168	-1,069	-0,474	-0,054
			3 j.	0,2856	0	0,825	0,452
			5 j.	0,5253	-0,535	0,938	0,487
	Total div.	**93**	**1 j.**	**0,0200**	**-1,141**	**0,201**	**-0,084**
			3 j.	**0,2956**	**0,726**	**2,116**	**1,993**
			5 j.	**0,3316**	**1,348**	**2,020**	**1,589**
Multiplicat° de nominal	D	2	**1 j.**	-2,0749	-1,414	-1,209	-0, 848
			3 j.	0,6168	0	0,911	0,832
			5 j.	1,2223	1,414	1,032	1,065
	ND	10	**1 j.**	-1,0818	-1,667	-1,060	-0,776
			3 j.	-0,9191	-1,265	-1,113	-0,833
			5 j.	-0,8835	-1,897	-1,260	-1,090
	Total mult.	**12**	**1 j.**	**-1,2237**	**-2,309**	**-1,399**	**-1,093**
			3 j.	**-0,6398**	**-1,155**	**-0,914**	**-0,676**
			5 j.	**-0,5006**	**-1,155**	**-0,779**	**-0,652**

Annexe 5.4 : VAM et VAMC des 3 et 5 jours centrés sur la date de réalisation des divisions/multiplications de nominal (TAV, FTSM)

ANNEXE 6 : résultats des tests de Chow sur les paramètres du modèle de marché et du FTSM et du test de Levene sur la variance des résidus du modèle de marché, selon la période d'estimation retenue et par entreprise

nom	ISIN	type évènement	Modèle de marché (GARCH)				FTSM	
			C	prob.	W	prob.	C	prob.
adcsiic	FR0000065401	division	0,24	0,7849	8,92	0,003	6,07	0,0001
aetco	FR0000075160	division	0,3	0,7441	18,33	<0,0001	0,68	0,6329
affine	FR0000036105	division	0,89	0,4099	22,96	<0,0001	7,45	<0,0001
agtarecord	CH0008853209	division	0,2	0,8151	27,34	<0,0001	1,22	0,3027
airliquide	FR0000120073	division	2,56	0,0785	12	0,0006	2,76	0,0272
airox	FR0000034605	division	5,64	0,0038	17,64	<0,0001	8,24	<0,0001
akkatech	FR0004180537	division	0,78	0,4599	9,09	0,0027	1,68	0,1532
alesgrp	FR0000054652	division	0,14	0,868	1,12	0,2909	3,61	0,0066
anf	FR0000063091	division	0,34	0,7087	2,51	0,114	1,37	0,2477
arkopharma	FR0000054207	division	0,27	0,7638	3,74	0,0537	3,63	0,0063
audika	FR0000063752	division	0,15	0,8645	0,16	0,6852	0,82	0,51
automatech	FR0000074270	division	0,97	0,3806	12,08	0,0006	6,11	<0,0001
bastideconfmed	FR0000035370	division	0,08	0,9229	4,13	0,0426	0,69	0,6015
bastideconfmed2	FR0000035370	division	0,25	0,7803	15,2	0,0001	2,93	0,0207
beneteau	FR0000035164	division	2,43	0,0887	40,34	<0,0001	5,17	0,0004
boizelchanoine	FR0004027068	division	1,31	0,2709	7,71	0,0057	1,1	0,356
bourbon	FR0004548873	division	0,94	0,3924	0,001	0,9613	7,45	<0,0001
bourbon2	FR0004548873	division	0,29	0,7519	8,76	0,0032	16,28	<0,0001
capelli	FR0010127530	division	0,63	0,5324	1,64	0,2008	3,09	0,016
cfcalbanque	FR0000064560	division	2,07	0,1278	0,75	0,3858	5,6	0,0002
cffrecycling	FR0000039059	division	0,17	0,8418	14,72	0,0001	6,23	<0,0001
compagniedesalpes	FR0000053324	division	0,62	0,54	1,15	0,2831	8,46	<0,0001
completel	NL0000262822	division	0,62	0,5398	3,77	0,0527	4,88	0,0007
crcamaquitaine	FR0000044547	division	1,15	0,3173	5,99	0,0147	2,13	0,0764
crcamnord	FR0000185514	division	0,91	0,4023	11,34	0,0008	2,22	0,0655
danone	FR0000120644	division	3,25	0,0398	0,15	0,7025	1,47	0,2091
danone2	FR0000120644	division	4,75	0,0091	16,03	<0,0001	2,41	0,0481
delachaux	FR0000032195	division	2,06	0,1287	1,11	0,2927	3,41	0,0092
easydentic	FR0010100016	division	1,67	0,1889	8,39	0,0039	0,71	0,5879
eauxderoyan	FR0007200100	division	0,54	0,5854	3,97	0,0469	1,3	0,2703
eiffage	FR0000130452	division	1,41	0,2462	6,48	0,0112	4,07	0,0029
essilor	FR0000121667	division	4,39	0,0129	38,47	<0,0001	3,6	0,0067
eurolandfinance	FR0010157115	division	0,4	0,6691	6,57	0,0106	0,44	0,7826
faiveley	FR0000053142	division	0,46	0,6334	2,61	0,1069	1,01	0,4008
fdl	FR0000030181	division	1,48	0,228	5,7	0,0173	1,37	0,2452

finuchem	**FR0000062671**	**division**	0,17	0,8417	0,03	0,866	3,95	0,0037
fonciagrp	**FR0000052193**	**division**	0,92	0,3981	2,33	0,1272	4,74	0,0009
foncieredesmurs	**FR0000060303**	**division**	0,33	0,718	0,19	0,6629	3,43	0,009
foncieredesregions	**FR0000064578**	**division**	0,68	0,5094	0,15	0,696	3,14	0,0148
gecina	**FR0010040865**	**division**	0,16	0,8482	0,87	0,3515	1,68	0,1527
georex	**FR0000057945**	**division**	0,65	0,5234	0,76	0,3823	1,58	0,1821
gerardperrier	**FR0000061459**	**division**	0,38	0,6834	5,9	0,0155	1,03	0,3932
grandmarnier	**FR0000038036**	**division**	1,93	0,1456	11,88	0,0006	0,69	0,6015
groupeopen	**FR0004050300**	**division**	0,82	0,442	0,64	0,4245	0,54	0,7075
groupepartouche	**FR0000053548**	**division**	0,07	0,9361	2,19	0,1398	19,53	<0,0001
hermesintl	**FR0000052292**	**division**	0,13	0,8799	2,75	0,0979	10,49	<0,0001
hf	**FR0000038531**	**division**	2,04	0,1316	4,12	0,0428	14,96	<0,0001
hiolleindustries	**FR0000077562**	**division**	1,15	0,3187	1,81	0,1789	1,72	0,1451
icade	**FR0000035081**	**division**	0,26	0,7695	3,91	0,0487	0,29	0,8868
idealmedicalprod	**FR0000053720**	**division**	2,18	0,114	6,53	0,0109	6,01	0,0001
ideoma	**FR0000044885**	**division**	1,85	0,1578	5,69	0,0174	0,19	0,9444
imerys	**FR0000120859**	**division**	0,6	0,5489	8,45	0,0038	2,09	0,0814
immobdassault	**FR0000033243**	**division**	0,9	0,4052	10,17	0,0015	2,48	0,0457
ipsos	**FR0000073298**	**division**	0,06	0,9421	2,6	0,1075	3,96	0,0036
kaufmanetbroad	**FR0004007813**	**division**	0,81	0,447	0,34	0,5574	5,6	0,0002
klepierre	**FR0000121964**	**division**	2,17	0,1158	5,07	0,0248	1,61	0,1698
klepierre2	**FR0000121964**	**division**	0,74	0,4766	27,45	<0,0001	2,02	0,0906
laciegrp	**FR0000054314**	**division**	1,04	0,3541	0,13	0,7146	0,39	0,8157
larochesa	**FR0000077117**	**division**	0,15	0,8608	22,66	<0,0001	1,38	0,2438
maisonsfranceconf	**FR0004159473**	**division**	0,93	0,3945	13,32	0,0003	1,36	0,2478
maureletprom	**FR0000051070**	**division**	3,98	0,0192	5,07	0,0247	0,28	0,8883
mineslucette	**FR0000066177**	**division**	0,86	0,4256	9,6	0,0021	1,08	0,3738
natixis	**FR0000120685**	**division**	1,87	0,1554	4,39	0,0367	16,19	<0,0001
norskhydro	**NO0005052605**	**division**	0,35	0,7068	3,44	0,0642	0,7	0,5936
olmix	**FR0010176115**	**division**	3,29	0,0381	11,33	0,0008	3,64	0,0063
onet	**FR0000033912**	**division**	0,08	0,9202	33,33	<0,0001	1,5	0,2053
orpea	**FR0000184798**	**division**	1,92	0,1471	18,97	<0,0001	7,6	<0,0001
plasticomnium	**FR0000124570**	**division**	3,14	0,044	13,43	0,0003	1,87	0,1141
psbindustries	**FR0000060329**	**division**	0,37	0,6941	21,99	<0,0001	1,99	0,0947
rougier	**FR0000037640**	**division**	1,88	0,154	0,01	0,9164	0,37	0,8284
safran	**FR0000073272**	**division**	1,54	0,2164	0,001	0,9566	6,12	<0,0001
safran2	**FR0000073272**	**division**	0,77	0,4658	2,8	0,0948	1,89	0,1106
samse	**FR0000060071**	**division**	0,64	0,5302	23,35	<0,0001	0,51	0,726
scbsm	**FR0006239109**	**division**	0,98	0,3755	0,27	0,6027	1,62	0,1688
scor	**FR0010411983**	**division**	1,21	0,2985	10,36	0,0014	3,52	0,0076
sechilienne	**FR0000060402**	**division**	0,34	0,7104	0,56	0,4544	6,22	<0,0001
silic	**FR0000050916**	**division**	0,9	0,4057	0,3	0,5843	1,09	0,3609
smtpc	**FR0004016699**	**division**	1,92	0,1475	0,69	0,4057	1,96	0,0988
solucom	**FR0004036036**	**division**	0,36	0,6952	0,1	0,7474	2,49	0,0426

stallergenes	**FR0000065674**	**division**	4,62	0,0102	6,53	0,0109	3,52	0,0076
stedim	**FR0000053266**	**division**	2,31	0,1002	0,08	0,7828	1,19	0,3147
steftfe	**FR0000064271**	**division**	0,89	0,4101	0,86	0,3555	1,7	0,1492
swordgrp	**FR0004180578**	**division**	0,08	0,9191	0,06	0,8071	8,15	<0,0001
technip	**FR0000131708**	**division**	2,26	0,1056	12,23	0,0005	2,78	0,0265
total	**FR0000120271**	**division**	0,14	0,8685	2,54	0,1118	2,01	0,0922
toupargel	**FR0000039240**	**division**	1,23	0,2921	0,02	0,8941	2,77	0,0268
u10	**FR0000079147**	**division**	1,41	0,2443	0,07	0,7988	3,46	0,0084
ubisoft	**FR0000054470**	**division**	1,32	0,2669	6,92	0,0088	2,79	0,0258
vallourec	**FR0000120354**	**division**	2,7	0,0681	8,41	0,0039	8,58	<0,0001
vilmorin	**FR0000052516**	**division**	0,35	0,7049	1,75	0,1859	1,44	0,2194
vinci	**FR0000125486**	**division**	1,69	0,186	28,94	<0,0001	2,9	0,0216
vinci2	**FR0000125486**	**division**	1,2	0,302	30,03	<0,0001	1,59	0,1759
vmmateriaux	**FR0000066540**	**division**	3,25	0,0397	0,3	0,5822	1,73	0,143
alstom	**FR0010220475**	**multiplication**	0,1	0,9088	4,15	0,0422	5,38	0,0003
cesar	**FR0010540997**	**multiplication**	4,05	0,018	0,37	0,5415	3,1	0,0157
eurodisneysca	**FR0010540740**	**multiplication**	2,18	0,1144	103,92	<0,0001	0,75	0,5594
globaleco	**FR0004026615**	**multiplication**	2,35	0,0965	39,62	<0,0001	3,26	0,0214
leondebruxelles	**FR0010522169**	**multiplication**	0,06	0,9445	0,59	0,4433	3,3	0,0112
miguetetassocies	**FR0010500363**	**multiplication**	0,12	0,8866	3,39	0,0663	3,11	0,016
orchestrakazibao	**FR0010160564**	**multiplication**	0,1	0,9043	4,2	0,041	4,06	0,003
perfecttech	**FR0010130864**	**multiplication**	1,87	0,1545	3,59	0,0587	2,98	0,019
riscgrp	**FR0010542647**	**multiplication**	1,84	0,1598	0,49	0,4839	12,46	<0,0001
scor2	**FR0010411983**	**multiplication**	0,86	0,4258	4,04	0,0451	0,8	0,5265
societefrdescasinos	**FR0010209809**	**multiplication**	0,51	0,6026	0,15	0,6984	3,28	0,0124
teampartner	**FR0010494252**	**multiplication**	3,19	0,0419	68,66	<0,0001	5,7	0,0002

Annexe 6.1 : tests de Chow sur les paramètres du modèle de marché et du FTSM et test de Levene sur la variance des résidus du modèle de marché, par entreprise (période d'estimation : 1 an avant et après l'opération, de j-270 à j-21 et de j+21 à j+270)

nom	ISIN	type évènement	Modèle de marché (GARCH)				FTSM	
			C	prob.	W	prob.	C	prob.
adcsiic	FR0000065401	division	0,45	0,6401	3,44	0,0649	1,96	0,1047
aetco	FR0000075160	division	0,17	0,8397	4,14	0,0429	0,87	0,4882
affine	FR0000036105	division	0,85	0,4282	15,61	0,0001	7,67	<0,0001
agtarecord	CH0008853209	division	0,55	0,5799	23,1	<0,0001	1,69	0,1613
airliquide	FR0000120073	division	0,08	0,926	6,01	0,0149	2,93	0,0218
airox	FR0000034605	division	0,47	0,6246	6,5	0,0114	2,08	0,0847
akkatech	FR0004180537	division	1,68	0,188	7,43	0,0069	0,54	0,7061
alesgrp	FR0000054652	division	0,45	0,6392	0,87	0,3527	2,32	0,0583
anf	FR0000063091	division	0,29	0,7461	0,22	0,6396	1,76	0,1444
arkopharma	FR0000054207	division	0,28	0,7533	2,71	0,101	0,92	0,4502
audika	FR0000063752	division	0,11	0,8938	0,17	0,6774	0,32	0,8675
automatech	FR0000074270	division	0,13	0,8784	1,83	0,1771	2,85	0,0246
bastideconfmed	FR0000035370	division	0,001	0,9975	4,52	0,0345	0,56	0,6921
bastideconfmed2	FR0000035370	division	2,79	0,0632	1,87	0,1726	1,52	0,1965
beneteau	FR0000035164	division	2,06	0,1292	4,57	0,0014	4,57	0,0014
boizelchanoine	FR0004027068	division	3,99	0,0197	15,85	<0,0001	6,29	<0,0001
bourbon	FR0004548873	division	1,12	0,3264	0,3	0,5865	4,53	0,0015
bourbon2	FR0004548873	division	0,31	0,7321	6,09	0,0001	6,09	0,0001
capelli	FR0010127530	division	1,48	0,2305	1,21	0,2733	9,67	<0,0001
cfcalbanque	FR0000064560	division	1,22	0,2982	0,16	0,6854	3,56	0,0086
cffrecycling	FR0000039059	division	1,02	0,3616	3,55	0,0079	3,55	0,0079
compagniedesalpes	FR0000053324	division	0,69	0,5015	0,77	0,3796	11,39	<0,0001
completel	NL0000262822	division	0,55	0,5755	3,89	0,0496	5,49	0,0003
crcamaquitaine	FR0000044547	division	0,49	0,6109	8,66	0,0036	2,23	0,0669
crcamnord	FR0000185514	division	1,68	0,1891	0,97	0,4265	0,97	0,4265
danone	FR0000120644	division	1,04	0,356	1,59	0,2083	3,24	0,013
danone2	FR0000120644	division	2,73	0,0669	10,28	0,0015	3,35	0,0108
delachaux	FR0000032195	division	0,52	0,5927	1,36	0,2449	0,74	0,567
easydentic	FR0010100016	division	2,74	0,0666	13,24	0,0003	2,13	0,0779
eauxderoyan	FR0007200100	division	0,4	0,674	15,31	0,0001	0,78	0,5432
eiffage	FR0000130452	division	1,01	0,3671	0,1	0,754	4,21	0,0026
essilor	FR0000121667	division	2,59	0,0774	28,4	<0,0001	2,8	0,0266
eurolandfinance	FR0010157115	division	0,02	0,9772	4,68	0,0315	1,77	0,1399
faiveley	FR0000053142	division	0,28	0,7572	2,24	0,0658	2,24	0,0658
fdl	FR0000030181	division	0,91	0,4043	3,12	0,0785	1,68	0,1576
finuchem	FR0000062671	division	0,94	0,3914	3,23	0,0132	3,23	0,0132
fonciagrp	FR0000052193	division	1,66	0,1922	0,92	0,3388	0,43	0,7858
foncieredesmurs	FR0000060303	division	3,2	0,0425	0,23	0,6319	4,45	0,0018
foncieredesregions	FR0000064578	division	0,27	0,7627	1,67	0,1588	1,67	0,1588
gecina	FR0010040865	division	0,14	0,8704	12,81	0,0004	0,88	0,4789
georex	FR0000057945	division	0,3	0,7403	0,23	0,6285	0,83	0,5117
gerardperrier	FR0000061459	division	0,55	0,5802	2,42	0,1213	2,05	0,0886

grandmarnier	**FR0000038036**	**division**	1,83	0,1625	1,53	0,2174	1,82	0,1236
groupeopen	**FR0004050300**	**division**	0,51	0,6008	0,79	0,3747	0,99	0,414
groupepartouche	**FR0000053548**	**division**	0,02	0,9792	0,07	0,7982	10,9	<0,0001
hermesintl	**FR0000052292**	**division**	1,09	0,3378	11,16	0,001	2,79	0,027
hf	**FR0000038531**	**division**	3,41	0,0348	6,95	<0,0001	6,95	<0,0001
hiolleindustries	**FR0000077562**	**division**	1,77	0,1726	0,06	0,9931	0,06	0,9931
icade	**FR0000035081**	**division**	0,09	0,9153	10,47	0,0014	0,37	0,8263
idealmedicalprod	**FR0000053720**	**division**	0,28	0,7588	1,34	0,2473	2,02	0,0927
ideoma	**FR0000044885**	**division**	1,04	0,3541	1,96	0,1035	1,96	0,1035
imerys	**FR0000120859**	**division**	0,65	0,5237	4,01	0,0462	2,13	0,0783
immobdassault	**FR0000033243**	**division**	0,1	0,9064	7,27	0,0075	1,62	0,1739
ipsos	**FR0000073298**	**division**	0,06	0,9462	2,98	0,0855	1,8	0,1295
kaufmanetbroad	**FR0004007813**	**division**	0,87	0,4182	0,001	0,995	4,9	0,0008
klepierre	**FR0000121964**	**division**	2,69	0,0698	2,61	0,1073	0,49	0,742
klepierre2	**FR0000121964**	**division**	1,57	0,2095	9,84	0,0019	0,54	0,7053
laciegrp	**FR0000054314**	**division**	0,18	0,834	11,42	0,0008	0,78	0,54
larochesa	**FR0000077117**	**division**	0,69	0,5025	3,34	0,0153	3,45	0,013
maisonsfranceconf	**FR0004159473**	**division**	0,08	0,9219	3,39	0,0669	1,32	0,2619
maureletprom	**FR0000051070**	**division**	1,4	0,2474	1,81	0,1798	0,03	0,9979
mineslucette	**FR0000066177**	**division**	0,68	0,5052	2,46	0,118	0,82	0,5544
natixis	**FR0000120685**	**division**	0,36	0,6998	8,22	<0,0001	7,87	<0,0001
norskhydro	**NO0005052605**	**division**	0,8	0,4496	9,13	0,0028	3,1	0,0163
olmix	**FR0010176115**	**division**	3,31	0,038	7,79	0,0057	2,57	0,039
onet	**FR0000033912**	**division**	1,34	0,2628	1,18	0,3257	1,18	0,3257
orpea	**FR0000184798**	**division**	0,31	0,735	3,01	0,0842	1,86	0,1178
plasticomnium	**FR0000124570**	**division**	2,47	0,0865	4,12	0,0433	2,87	0,0238
psbindustries	**FR0000060329**	**division**	0,59	0,5574	11,42	0,0008	1,39	0,2373
rougier	**FR0000037640**	**division**	0,64	0,5259	5	0,0262	0,44	0,7801
safran	**FR0000073272**	**division**	2,01	0,1367	0,38	0,537	4,56	0,0014
safran2	**FR0000073272**	**division**	1,75	0,1758	0,07	0,7899	0,56	0,6944
samse	**FR0000060071**	**division**	0,22	0,8046	15,44	0,0001	0,89	0,4723
scbsm	**FR0006239109**	**division**	0,71	0,4932	0,41	0,5241	1,12	0,3498
scor	**FR0010411983**	**division**	0,49	0,614	0,001	0,9683	3,08	0,0168
sechilienne	**FR0000060402**	**division**	0,18	0,8325	10,85	0,0011	5,24	0,0005
silic	**FR0000050916**	**division**	0,58	0,5632	0,8	0,3708	0,51	0,7296
smtpc	**FR0004016699**	**division**	0,94	0,3924	1,78	0,1328	1,78	0,1328
solucom	**FR0004036036**	**division**	0,14	0,8668	4,57	0,0335	4,09	0,0032
stallergenes	**FR0000065674**	**division**	3,75	0,0248	8,6	0,0037	3,24	0,0131
stedim	**FR0000053266**	**division**	0,14	0,8685	1,35	0,2456	1,03	0,3941
steftfe	**FR0000064271**	**division**	1,41	0,247	3,98	0,0039	3,98	0,0039
swordgrp	**FR0004180578**	**division**	1,2	0,3029	3,85	0,0508	3,07	0,0173
technip	**FR0000131708**	**division**	1,49	0,2263	3,27	0,0716	0,33	0,8608
total	**FR0000120271**	**division**	0,22	0,8024	0,06	0,8015	2,97	0,0201
toupargel	**FR0000039240**	**division**	0,27	0,7647	4,56	0,0015	4,56	0,0015

u10	**FR0000079147**	**division**	1,3	0,2749	0,49	0,7419	0,49	0,7419
ubisoft	**FR0000054470**	**division**	0,22	0,8028	0,65	0,4216	1,81	0,1267
vallourec	**FR0000120354**	**division**	1,08	0,3398	1,78	0,1341	1,78	0,1341
vilmorin	**FR0000052516**	**division**	1,44	0,2383	0,49	0,4844	1,05	0,382
vinci	**FR0000125486**	**division**	2,24	0,1086	8,02	0,005	2,18	0,0723
vinci2	**FR0000125486**	**division**	0,91	0,4021	15,72	<0,0001	1,17	0,3249
vmmateriaux	**FR0000066540**	**division**	3,2	0,0425	0,3	0,5822	1,47	0,2129
alstom	**FR0010220475**	**multiplication**	0,73	0,4844	0,22	0,6425	4,81	0,0009
cesar	**FR0010540997**	**multiplication**	1,57	0,2099	19,21	<0,0001	2,7	0,0312
eurodisneysca	**FR0010540740**	**multiplication**	0,45	0,6373	79,1	<0,0001	5,66	0,0002
globaleco	**FR0004026615**	**multiplication**	4,76	0,0094	34,05	<0,0001	2,13	0,0725
leondebruxelles	**FR0010522169**	**multiplication**	0,02	0,9829	2,05	0,1532	2,04	0,0896
miguetetassocies	**FR0010500363**	**multiplication**	0,52	0,5924	2,4	0,123	2,87	0,0258
orchestrakazibao	**FR0010160564**	**multiplication**	0,76	0,4688	1,85	0,1749	0,93	0,4486
perfecttech	**FR0010130864**	**multiplication**	1,49	0,2268	1,35	0,2467	8,07	<0,0001
riscgrp	**FR0010542647**	**multiplication**	0,28	0,7558	0,18	0,6698	3,15	0,0151
scor2	**FR0010411983**	**multiplication**	2,6	0,076	3,25	0,0726	1,22	0,3018
societefrdescasinos	**FR0010209809**	**multiplication**	0,41	0,6658	4,48	0,0353	1,3	0,2784
teampartner	**FR0010494252**	**multiplication**	4,26	0,0152	56,06	<0,0001	0,91	0,4616

Annexe 6.2 : tests de Chow sur les paramètres du modèle de marché et du FTSM et test de Levene sur la variance des résidus du modèle de marché, par entreprise (période d'estimation : 6 mois avant et après l'opération, de j-145 à j-21 et de j+21 à j+145)

BIBLIOGRAPHIE

- Ajinkya B. & Jain P., 1989, « The behavior of daily stock market trading volume », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 11, n°4, p. 331-359.
- Alphonse P. & Bourghelle D., 2001, « Stock splits, liquidity and tick size: evidence from Paris bourse », *working paper*, ESA.
- Amihud Y. & Mandelson H., 1988, « Liquidity and asset prices: financial management implications », *Financial Management*, n°17, p. 5-15.
- Angel J.J., 1997, « Tick size, share price and stock splits », *Journal of Finance*, n°52, juin, p. 655-681.
- Argaud J-P. & Dubois O., 2006, « Méthodes mathématiques pour la finance », *Edition Ellipses*.
- Baker H. & Gallagher P., 1980, « Management's view of stock splits », *Financial Management*, n°9, p. 73-77.
- Barber B. & Lyon J., 1997, « Detecting long-run abnormal stock returns: the empirical power and specification of test statistics », *Journal of Financial Economics*, n°43, p. 341-372.
- Barker C., 1956, « Effective stock splits », *Harvard Business Review*, n°34, p. 101-106.
- Barker C., 1957, « Stock splits in a bull market », *Harvard Business Review*, n°35, p. 72-79.
- Bartlett M., 1937, « Properties of Sufficiency and Statistical Tests », *Proceedings of the Royal Society of London, Series A*, n°160, p. 268–282.
- Bar-Yosef S. & Brown L., 1977, « A re-examination of stock splits using moving betas », *Journal of Finance*, septembre, p. 1069-1080.
- Beaver W., 1968, « The information content of annual earnings announcements », *Journal of Accounting Research*, Supplement, p.67-92.
- Bechmann K. & Raaballe J., 2005, « The differences between stock splits and stock dividends – evidence from Danemark », *working paper*, EFMA 2004 Basel Meetings.
- Bhattacharya U. & Dittmar A., 2001, « Costless versus costly signaling in capital markets: theory and evidence », *working paper*, University of Indiana.
- Black F. & Scholes M., 1973, « The pricing of options and corporate liabilities », *Journal of Political Economy*, n°81, p. 637-654.

- Boehme R., 2001, « Reexamining the long run stock split anomaly puzzle », *working paper*, University of Houston.
- Boehmer E., Broussard J. & Kallunki J-P., 2002, « Using SAS in financial research », Cary, NC : SAS Institute Inc., *SAS Publishing*.
- Boehmer E., Poulsen A. & Musumesci J., 1991, « Event study methodology under conditions of event induced variance », *Journal of Financial Economics*, n°30, p. 253-272.
- Bollerslev T., 1986, « Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity », *Journal of Econometrics*, n°31, p. 307-327.
- Bourdonnais R. & Terraza M., 2008, « Analyse des séries temporelles », 2nde édition, *Dunod*.
- Brealey R.A. & Meyers S.C., 2003, « principes de gestion financière », 7ème édition, *Pearson Education*, p. 303.
- Brennan M. & Hughes P., 1991, « Stock price and the supply of information », *Journal of Finance*, décembre, p. 1665-1691.
- Brennan M. & Copeland T., 1988, «beta changes around stock splits: a note », *Journal of Finance*, n°43, septembre, p. 1009-1013.
- Brennan M. & Copeland T., 1988, « Stock splits, stock prices and transaction costs », *Journal of Financial Economics*, n°22, p. 83-101.
- Brocklebank J. & Dickey D., 2003, « SAS for forecasting time series », 2nd edition, Cary, NC : SAS Institute Inc., *SAS Publishing*.
- Brown S. & Fosythe A., 1974, « Robust tests for the equality of variances », *Journal of the American Statistical Association*, n°69, p. 364-367.
- Brown S., Goetzmann W. & Ross S., 1995, « Survival », *Journal of Finance*, n°50, p.853-873.
- Brown S. & Warner J., 1980, « Measuring security price performance », *Journal of Financial Economics*, n°8, p. 205-258.
- Brown S. & Warner J., 1985, « Using daily stock returns: the case of event studies », *Journal of Financial Economics*, n°14, p. 3-31.
- Broye G. & Schatt A., 2003, « Pourquoi certains actionnaires cèdent plus d'actions que d'autres lors de l'introduction en bourse? », *Banque & Marchés*, n°65, p. 29-36.
- Byun J. & Rozeff M., 2003, « Long run performance after stock splits: 1927 to 1996 », *Journal of Finance*, juin, p. 1063-1085.

- Carhart M., 1997, « On persistence in mutual fund performance », *Journal of Finance*, n°52, p. 57-82.
- Charest G., 1978, « Dividend information, stock returns and market efficiency », *Journal of Financial Economics*, n°6, p. 297–330.
- Chow G., 1960, « Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions », *Econometrica*, vol. 28, n°3, p. 591-605.
- Clark P.K., 1973, « A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices », *Econometrica*, vol. 41, janvier, p.135-155.
- Cody R., 2008, « Cody's data cleaning techniques using SAS », 2nd edition, Cary, NC : SAS Institute Inc., *SAS Publishing*.
- Conroy R., Harris R. & Benet B., 1990, « the effects of stock splits on Bid-Ask spread », *Journal of Finance*, n°45, p.1285-1295.
- Copeland T., 1979, « Liquidity changes following stock splits », *Journal of Finance*, n°34, p. 115-141.
- Constantinides G., 1984, « Optimal stock trading range with personal taxes », *Journal of Financial Economics*, n°13, Mars, p. 65-89.
- Cready W. & Ramanan R., 1991, « The power of tests employing log-transformed volume in detecting abnormal trading», *Journal of Accounting and Economics*, vol. 14, n°2, p. 203-214.
- Dhar R., Goetzmann W., Sheperd S. & Zhu N., 2004, « The impact of clientele changes: evidence from stock splits », *Yale ICF working paper*, n° 03-14.
- Dolly J., 1933, « Common stock split-ups motives and effects », *Harvard Business Review*, n°12, p. 70-81.
- Durbin J. & Watson G., 1950, « Testing for serial correlation in least squares regression I. », *Biometrika*, n°37, p. 409-428.
- Durbin J. & Watson G., 1951, « Testing for serial correlation in least squares regression II. », *Biometrika*, n°38, p. 159-179.
- Engle R., 1982, « Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K inflation », *Econometrica*, n°50, p. 987-1008.
- Eckbo E., Maksimovic V. & Williams J., 1990, « Consistent estimation of cross sectional models in event studies », *Review of Financial Studies*, n°3, p.343-365.
- Fama E., 1965, « Random walks in stock prices », *Financial Analysts Journal*, p. 55-59.

- Fama E. & French K., 1993, « Common risk factors in the returns on stocks and bonds », *Journal of Financial Economics*, n°33, p. 3-56.
- Fama E., Fisher L., Jensen M. & Roll R., 1969, « The adjustement of stock prices to new information », *International Economic Review*, février, p. 1-21.
- Fisher L., 1966, « Some new stock market indexes », *Journal of Business*, n°38, p. 191-225.
- Ginglinger E., 1991, « Le financement des entreprises par les marchés de capitaux », *PUF, Collection Finance*, p. 221-243.
- Goyenko R., Holden C.W., Lundblad C. & Trzcinka C., 2005, «Horseraces of monthly and annual liquidity measures », *working paper*, Indiana University.
- Goyenko R., Holden C.W. & Ukhov A., 2006, « Do stock splits improve liquidity? », EFA 2006 Meeting, *working paper*, Indiana University.
- Grar A., 1993, « Incidence de la division d'actions et de l'attribution d'actions gratuites sur la valeur : une étude empirique sur le marché français entre 1977 et 1990 », *Thèse de Doctorat en Finance*, Université de Paris-Dauphine.
- Greene W., 2005, « Econométrie », 5ème édition, *Pearson Education*, p. 735-736.
- Grinblatt M., Masulis R. & Titman, 1984, « The valuation effect of stock splits and stock dividends », *Journal of Financial Economics*, décembre, p. 461-490.
- Gujarati, D., (2003), « Basic econometrics » 4th edition, Boston, *McGraw-Hill*.
- Hachette I. & Mai M., 1991, «Le traitement des données manquantes pour la recherche en finance : le cas de la base de données AFFI-SBF », *Cahier de Recherche 9112*, Université de Paris IX-Dauphine.
- Hamon J., 1986, « l'efficience des marchés boursiers : étude du marché parisien (1957-1971) », *Thèse de doctorat d'Etat en sciences de gestion*, Université de Rennes.
- Harris L.E., 1996, « Does a large minimum price variation encourage order exposure? », *working paper*, University of Southern California.
- Heckman J.J., 1979, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, n°47, p. 153-161.
- Heinkel R., 1984, « A theory of credibility, costless signals in a rational expectation, infinite horizon model », *working paper*, university of British Colombia, Vancouver.
- Holden C., 2004, « Low frequency measures of liquidity and spread components », *Indiana University working paper*.

- Jarque C. & Bera A., 1987, « A test for normality of observations and regression residuals », *International Statistic Review*, n°55, p. 163-172.
- Johnson K., 1966, « Stock splits and price changes », *Journal of Finance*, n°31, p. 675-686.
- Lakonishok V. & Lev B., 1987, « stock splits and stock dividends: why, who and when », *Journal of Finance*, septembre, p. 913-932.
- Lamoureux C.G. & Poon P., 1987, « The market reaction to stock splits », *Journal of Finance*, décembre, p. 1347-1370.
- Lee C. & Ready M., 1991, « Inferring Trade direction from intraday data », *Journal of Finance*, n°46, p.733-746.
- Leland H. & Pyle D., 1977, « Informational asymetries, financial structure and financial intermediation », *Journal of Finance*, juillet, p. 857-879.
- Lesmond D., Ogden J. & Trzcinka C., 1999, « A new estimate of transaction costs », *Review of Financial Studies*, n°12, p.1113-1141.
- Levene H, 1960, « Contributions to probability and statistics: essays in honor of Harold Hotelling », *I. Olkin et al. eds*., Stanford University press, p. 278-292.
- Li K. & Prabhala N.R., 2005, « Self-selection models in corporate finance », *working paper* n°RHS-06-020, Robert H. Smith School of Business.
- Lipson M., 1999, « Stock splits, liquidity and limit orders », *NYSE working paper* 99-04.
- Lipson M. & Mortal S., 2006, « The effect of stock splits on clientele: is tick size relevant? », *Journal of Corporate Finance*, n°12, p.878-896.
- Maddala G., 1985, « Limited dependent and qualitative variables in econometrics », *Cambridge University Press*.
- Maddala G., 2001, « Introduction to econometrics », 3rd edition, *John Wiley & Sons publishing*.
- Mai H. & Tchemeni E., 1996, « Etude d'évènement par les volumes : méthodologies et comparaisons », *cahier de recherche du CEREG*, n°9609.
- Mann H. & Whitney D., 1947, « On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other », *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 18, n°1, p. 50–60.
- Manski C.F. & McFadden D., 1981, « Alternative estimators and sample designs for discrete choice analysis », *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, MIT Press, Cambridge, MA.

- Markowitz H., 1952, « Portfolio selection », *Journal of Finance*, vol. 7, n°1, mars, p. 77-91.
- McLeod A. & and Li W., 1983, « Diagnostic checking ARMA time series models using square residuals autocorrelations », *Journal of Time Series Analysis*, n°4, p. 269-273.
- McNichols M. & Dravid A., 1990, « Stock dividends, stock splits and signaling », *Journal of Finance*, juillet, p. 251-266.
- McWilliams, A., & Siegel, D., 1997, « Event studies in management research: theoretical and empirical issues », *Academy of Management Journal*, n°40, p. 626-657.
- Merton R., 1987, « A simple model of capital market equilibrium with incomplete information », *Journal of Finance*, vol. 42, n°3, p.483-510.
- Morse D., 1980, « Asymetrical information in securities markets and trading volume », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 15, n°5, p. 1129-1148.
- Morse D., 1981, « Price and trading volume reaction surrounding earnings announcements: a closer examination », *Journal of Accounting Research*, vol. 19, n°2, p. 374-383.
- Murray D., 1985, « Further evidence on the liquidity effects of stock splits and stock dividends », *Journal of Financial Research*, n°8, p. 59-67.
- Nayak S. & Prabhala N.R., 2001, « Disentandling the dividend information in splits: a decomposition using conditional event-study methods », *Rewiew of Financial Studies*, n°14, p. 1083-1116.
- Ohlson J.A. & Penman S.H., 1985, « Volatility increase subsequent to stock splits: an empirical aberration », *Journal of Financial Economics*, n°14, p. 251-266.
- Portait R. & Poncet P., 2008, « Finance de marché », *Dalloz*, p. 279-282.
- Palepu K., 1986, « Predicting takeover targets: a methodological and empirical analysis », *Journal of Accounting and Economics*, n°8, p. 3-35.
- Prabhala N.R., 1997, « Conditional methods in event-studies and an equilibrium oriented justification for using standard event-study procedures », *Review of Financial Studies*, n°10, p. 1-38.
- Quittard-Pinon F., 2002, « Mathématiques financieres », *Editions EMS*.
- Quittard-Pinon F., 2003, « Marchés de capitaux et théorie financière », *Economica*, 3ème édition.
- Randles R. & Wolfe D., 1979, « Introduction to the Theory of Nonparametric Statistics », *New York: John Wiley & Sons*.

- Rankine G. & Stice K., 1997, « The market reaction to the choice of accounting method for stock splits and large stock dividends », *Journal of financial and quantitative analysis*, vol. 32, n°2, juin, p. 161-182.
- Roll R., 1977, « An analytic evaluation formula for unprotected American call options on stocks with known dividends », *Journal of Financial Economics*, n°5, p. 251-258.
- Ross S., 1977, « The determination of financial structure, the incentive signaling approach », *Bell Journal of Economics*, n°8, p. 23-40.
- SAS Institute Inc., 2004, « SAS 9.1 Macro language : Reference », Cary, NC: SAS Institute Inc., *SAS Publishing*.
- SAS Institute Inc., 2004, « SAS/ETS 9.1 User's Guide », Cary, NC: SAS Institute Inc., *SAS Publishing*.
- SAS Institute Inc., 2004, « SAS/STAT 9.1 User's Guide », Cary, NC: SAS Institute Inc., *SAS Publishing*.
- SAS Institute Inc., 2006, « Base SAS 9.1.3 Procedures Guide », 2nd edition, Cary, NC : SAS Institute Inc., *SAS Publishing*.
- Schultz P., 2000, « Stock splits, tick size and sponsorship », *Journal of Finance*, vol. 55, n°1, février, p. 429-450.
- Sentis P., 2005, « Introductions en Bourse. Quelles stratégies pour l'entreprise candidate », *Revue Française de Gestion*, n°158, p.225-244.
- Sharpe W., 1964, « Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk », *Journal of Finance*, vol. 19, n°3, Septembre, p. 425-442.
- Sheikh A., 1989, « Stock splits, volatility increases and implied volatilities », *Journal of Finance*, vol. 44, n°5, décembre, p. 1361-1372.
- Sheskin D., 1997, « Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures », *Boca Raton*, Fla: CRC Press.
- Spence A.M., 1973, « Job market signaling », *Quarterly Journal of Economics*, n°87, p. 355-374.
- Varian H., 2006, « Introduction à la microéconomie », 6ème édition, *Ouvertures Economiques*, Editions De Boeck Université.
- Vinod H., 1973, « Generalization of the Durbin-Watson statistic for higher order autoregressive process », it *Communications in Statistics*, n°2, p.115-144.

- Wilcoxon F., 1945, « Individual comparisons by ranking methods », *Biometrics Bulletin*, n°1, p. 80–83.
- Yon D., 1987, « Augmentation de capital sans apport de fonds: l'exemple du marché de Paris, causes et conséquences », *thèse de doctorat*, Université d'Aix-en-Provence.
- Support.sas.com
- www.abcbourse.com
- www.amf-france.org
- www.boursorama.com
- www.euronext.com
- www.hugingroup.com
- www.journal-officiel.gouv.fr/balo/
- www.latribune.fr
- www.lesechos.fr
- www.reuters.com
- Sites internet institutionnels de chacune des 106 entreprises de l'échantillon d'étude (afin de consulter notamment les annonces, communiqués de presse et rapports annuels qui y sont archivés).