



**HAL**  
open science

# Essais sur l'influence des aspects comportementaux et environnementaux sur les décisions des entreprises

Dhoha Trabelsi

► **To cite this version:**

Dhoha Trabelsi. Essais sur l'influence des aspects comportementaux et environnementaux sur les décisions des entreprises. Gestion et management. Université du Droit et de la Santé - Lille II, 2014. Français. NNT : 2014LIL20029 . tel-01681204

**HAL Id: tel-01681204**

**<https://theses.hal.science/tel-01681204v1>**

Submitted on 11 Jan 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.

**Thèse délivrée par**  
**L'Université Lille 2 – Droit et Santé**



**Université Lille 2**  
**Droit et Santé**

N° attribué par la bibliothèque

\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|\_|

## THÈSE

**Pour obtenir le grade de Docteur en Sciences de Gestion**

Présentée et soutenue publiquement par

**Dhoha TRABELSI**

Le 2 avril 2014

**ESSAIS SUR L'INFLUENCE DES ASPECTS COMPORTEMENTAUX ET  
ENVIRONNEMENTAUX SUR LES DECISIONS DES ENTREPRISES**

### JURY

Directeur de thèse :

**Pascal GRANDIN**, Professeur à l'Université de Lille 2

Membres du jury:

**Nihat AKTAS**, Professeur à WHU Otto Beisheim School of Management (rapporteur)

**Pierre CHOLLET**, Professeur à l'Université de Montpellier 1

**Edith GINGLINGER**, Professeure à l'Université Paris-Dauphine (rapporteur)

**Michel LEVASSEUR**, Professeur à l'Université de Lille 2



*L'université n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse.*

*Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.*



**A mes chers parents**

*Pour m'avoir appris que tout s'obtient par le travail  
et pas autrement*



## Remerciements

*J'aimerais adresser mes remerciements aux personnes qui ont cru en moi et qui m'ont permis d'arriver au bout de cette thèse. En premier lieu, je remercie Pascal GRANDIN pour avoir accepté de me diriger malgré ses nombreuses charges, et pour la confiance et la liberté qu'il m'a accordées tout au long de ces années de thèse. Je tiens à lui exprimer ici ma gratitude de m'avoir donné l'opportunité d'intégrer une équipe de recherche dynamique et reconnue qu'est le laboratoire LSMRC.*

*Je voudrais exprimer mes vifs remerciements aux membres de mon jury qui me font l'honneur d'évaluer mes travaux de recherche: Madame Edith GINGLINGER et Messieurs Michel LEVASSEUR, Nihat AKTAS et Pierre CHOLLET.*

*Cette thèse a bénéficié de nombreux échanges et discussions que j'ai pu avoir avec les membres et ex-membres du LSMRC pour qui je porte une profonde reconnaissance. Un grand merci, tout particulièrement, à Armin SCHWIENBACHER pour sa grande disponibilité et son aide précieuse. Mes remerciements vont également à Eric de BODT et Helen BOLLAERT pour m'avoir permis de présenter mes travaux lors de séminaires et manifestations scientifiques. Je ne saurais aussi oublier le soutien des équipes pédagogiques et administratives des départements Finance de la FFBC et de SKEMA Business school, ainsi que l'appui judicieux de l'Ecole Doctorale.*

*Je voudrais aussi remercier mon co-auteur Sabrina CHIKH pour notre fructueuse et chaleureuse collaboration, en espérant qu'elle se poursuivra dans le futur. Toute ma gratitude va à Nozha SMATI, Martin SCHUBERT et Gaël IMAD'EDDINE qui m'ont fait part de leurs commentaires et critiques après lecture de certaines parties de ma thèse. Merci également à Irina, Marieke, Marion et Xia pour leur amitié et leur soutien inconditionnel.*

*Enfin, j'adresse toute mon affection à ma famille, et en particulier, à mes parents, mes sœurs, mes neveux et nièces, dont l'amour, malgré l'éloignement, me porte tous les jours.*





# Sommaire

<b>SOMMAIRE .....</b>	<b>1</b>
<b>INTRODUCTION GENERALE .....</b>	<b>5</b>
<b>Chapitre 1.....</b>	<b>23</b>
<b>Les conséquences de la notoriété des sociétés du SBF-120 sur la structure de leur capital.....</b>	<b>23</b>
1.1. Introduction.....	24
1.2. Le biais de familiarité : revue de la littérature .....	26
1.3. Hypothèse et mesures des variables.....	32
1.4. Méthodologie et résultats des tests.....	44
1.5. Conclusion .....	56
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>58</b>
<b>ANNEXES.....</b>	<b>62</b>
<b>Chapitre 2.....</b>	<b>71</b>
<b>La politique de dividende des sociétés françaises: une approche comportementale .....</b>	<b>71</b>
2.1. Introduction.....	72
2.2. Les théories explicatives de la politique de dividende .....	76
2.3. <i>Catering incentives</i> et les hypothèses concurrentes .....	81
2.4. Données et tests empiriques.....	90
2.5. Quel impact de la structure d'actionnariat sur la relation prime de dividende - propension à distribuer .....	109
2.6. Conclusion .....	117
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>119</b>
<b>ANNEXES.....</b>	<b>123</b>
<b>Chapitre 3.....</b>	<b>137</b>
<b>Do financial markets reward eco-efficiency? .....</b>	<b>137</b>
3.1. Introduction.....	138
3.2. Literature review, contribution and hypotheses.....	141
3.3. Data and methodology.....	145
3.4. Empirical analysis and results.....	157
3.5. Conclusion .....	172
<b>REFERENCES.....</b>	<b>173</b>

<b>APPENDIX.....</b>	<b>177</b>
<b>Chapitre 4.....</b>	<b>183</b>
<b>Pratiques de gestion environnementale des entreprises : une étude internationale sur la communication des émissions de carbone .....</b>	<b>183</b>
4.1. Introduction.....	184
4.2. Littérature et développement des hypothèses .....	187
4.3. Données et Méthodologie.....	191
4.4. Résultats.....	195
4.5. Conclusion .....	203
<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>	<b>204</b>
<b>CONCLUSION GENERALE .....</b>	<b>209</b>
<b>LISTE DES TABLEAUX &amp; GRAPHIQUES.....</b>	<b>215</b>
<b>LISTE DES ANNEXES.....</b>	<b>216</b>
<b>TABLE DES MATIERES.....</b>	<b>217</b>

## **INTRODUCTION GENERALE**



## Introduction générale

La littérature en finance a vu durant ces dernières décennies l'émergence, à la frontière de la finance conventionnelle, de courants novateurs tels que la finance comportementale, la finance durable, la finance islamique, la finance solidaire, la micro-finance, la finance éthique... Bien qu'ils aient une terminologie variée, ils forment un même corpus littéraire ayant pour visée d'appréhender la nature complexe et multidimensionnelle des acteurs économiques, en considérant, notamment, leurs caractéristiques psychologiques et sociales. Nous nous intéressons dans ce travail aux comportements décisionnels des entreprises dans un cadre de marché inefficace au sens classique, c'est-à-dire, un marché dont les acteurs sont animés par des sentiments divers affectant de façon systématique leurs choix d'investissement. Dans ce monde imparfait mais tout aussi réel, il est important de comprendre comment les distorsions comportementales des investisseurs individuels se répercutent sur le fonctionnement des entreprises. Les entreprises peuvent-elles tirer parti des erreurs de jugement systématiques des investisseurs ? Dans quelle mesure peuvent-elles répondre simultanément à des exigences de performance économique et de responsabilité sociale ? Et en quoi sera affectée leur politique de communication ? Nous tenterons tout au long de la thèse de répondre à ces questions, mais nous allons d'abord présenter quelques indications quant au fondement de notre questionnement.

### *Le sentiment des investisseurs*

Comprendre et bien appréhender les acteurs économiques que nous sommes est une condition sine qua non pour accéder à une société prospère. L'économie moderne s'est largement développée autour de la notion de *l'Homo Economicus*, un primate intelligent doté de capacités mentales illimitées qu'il utilise pour l'unique fin de défendre ses propres intérêts. Cette vision de la nature humaine semble, hélas, réductrice et éloignée de la réalité. Les acteurs des marchés ont des attentes hétérogènes, des croyances divergentes et des niveaux d'information asymétriques. Nous savons aussi que certaines de leurs erreurs de jugement sont systématiques et durables, qu'ils sont tout autant (sinon plus) affectés par les rumeurs que par des annonces officielles, qu'ils sont loin d'être insensibles à l'avenir de leurs enfants et celui de la planète et

qu'au-delà du seul critère de la rentabilité leurs choix sont dictés par d'autres objectifs aussi variés qu'hétérogènes. A l'image de ses acteurs complexes, le marché est un espace éminemment en fluctuation.

*We are intelligent people, neither irrational nor insane. We are “normal smart” at times and “normal stupid” at other times... We want high returns from our investments, but we want much more. We want to nurture hope for riches and banish fear of poverty. We want to be number 1 and beat the market. We want to feel pride when our investments bring gains and avoid the regret that comes with losses. We want the status and esteem of hedge funds, the warm glow and virtue of socially responsible funds, and the patriotism of investing in our own country. We want good advice from financial advisors, magazines, and the Internet. We want to be free from government regulations yet be protected by regulators. We want financial markets to be fair but search for an edge that would let us win, sometimes fair and at other times not. We want to leave a legacy for our children when we are gone. And we want to leave nothing for the tax man. The sum of our wants and behaviors makes financial markets go up or down as we herd together or go our separate ways, sometimes inflating bubbles and at other times popping them. Meir Statman (2011)*

Dans leur quête de l'idéal, les investisseurs sont amenés à commettre des erreurs de jugement systématiques, créant des déviations de prix au-delà de la valeur des fondamentaux. A cet égard, une partie de la recherche en finance comportementale a permis de dresser une liste des biais cognitifs et psychologiques à l'origine de la déformation des croyances des investisseurs et pouvant justifier les mouvements erratiques des prix (*mispricing*). L'autre partie de ce courant de recherche s'est consacrée à en cerner les implications sur les comportements décisionnels des entreprises. Afin d'illustrer nos propos, imaginons, par exemple, le cas d'une niche d'industrie ou une technologie particulièrement appréciée par les investisseurs. Une aubaine pour les sociétés opérant dans ces secteurs, car elles pourraient voir le cours de leurs actions grimper au-delà de la valeur intrinsèque. Quelle va être la réaction des entreprises face à cette surévaluation? Quel comportement vont-elles adopter? L'exemple de la bulle d'Internet de la fin des années 90 est, à ce propos, très éclairant. Nous faisons particulièrement allusion à l'engouement du marché envers les titres dot.com, c'est-à-dire, ces entreprises dont le nom faisait référence aux technologies d'Internet. Ce phénomène témoigne avant tout de la place prépondérante du sentiment (croyances non fondées sur les fondamentaux) des investisseurs dans la détermination

des prix sur les marchés. Mais, il est aussi révélateur d'un opportunisme organisationnel, dans la mesure où de nombreuses entreprises avaient fait le choix opportun, durant la bulle, de changer de nom pour en adopter un autre faisant écho à Internet. Pendant la période qui a suivi l'éclatement de la bulle, des comportements inverses ont été observés visant, cette fois-ci, à se dissocier de toute référence au phénomène dot.com (Cooper et al. 2001, 2005). Du point de vue des théories classiques prônant l'efficacité des marchés, une telle situation ne devrait pas exister, encore moins perdurer. Les agissements des *noise traders* à l'origine des déviations des prix devraient être vite neutralisés par l'action des arbitragistes suite à laquelle les cours recouvreront leurs valeurs d'équilibre. De même, si la théorie de la firme est riche d'enseignements et de prescriptions visant à redresser les cours de titres dépréciés, elle demeure silencieuse dans le cas de surévaluation (Jensen, 2004)<sup>1</sup>.

### ***Mispricing et dirigeants intelligents***

Les deux premières contributions de la thèse s'inscrivent dans la littérature comportementale de l'entreprise qui fait la double hypothèse du *mispricing* (marchés irrationnels) et de la rationalité des dirigeants. Le *mispricing* se fonde sur des prémisses réalistes se rapportant aux limites de nos capacités cognitives de collecte et de traitement de l'information, d'une part, et aux imperfections des marchés constituant une entrave aux opérations d'arbitrage, d'autre part (De Long et al., 1990). Bien que l'hypothèse du *mispricing* ait été l'objet de nombreux travaux de recherche<sup>2</sup>, elle est loin de faire l'unanimité au sein de la communauté scientifique, en raison notamment de la difficulté à la mesurer. De la même manière, l'hypothèse de la rationalité des dirigeants n'échappe pas à la critique, notamment celle qui suspecte la présence de comportements déviants aussi bien chez les dirigeants que chez les investisseurs<sup>3</sup>. Pourtant, il est admis qu'en tant qu'*insiders*, les dirigeants sont mieux informés que le marché et sont *a priori* moins sujets aux biais psychologiques. Mais, seule une

---

<sup>1</sup> "While we know alternative ways for managers to come out of situations where their firms are undervalued, little is known about the way firms deal with having their shares overvalued" (Jensen, 2004).

<sup>2</sup> Une partie de cette littérature s'est penchée sur l'impact d'une demande irrationnelle sur les prix comme, par exemple, l'effet de l'inclusion d'une entreprise dans l'indice S&P500 (Shleifer, 1986 ; Greenwood, 2005). D'autres ont étudié les écarts de prix entre des classes d'actifs semblables (Froot et Dabora, 1999 ; Lamont et Thaler, 2003).

<sup>3</sup> cf. Baker et Wurgler (2012) pour une revue de littérature complète.



vérification empirique peut statuer sur le caractère rationnel ou opportun de leurs décisions. Dans l'hypothèse qu'ils soient prémunis contre l'erreur, ils ont la possibilité de tirer profit des fluctuations temporelles des prix en adoptant, par exemple, des stratégies à contre-courant pour leurs portefeuilles d'actions (Jenter, 2005).

Dans une revue de la littérature sur la finance d'entreprise comportementale, Baker et Wurgler (2012) décrivent les décisions des managers comme la résultante d'un difficile arbitrage entre trois objectifs: (1) maximiser la valeur fondamentale de l'entreprise, (2) maximiser la valeur à court-terme (*catering incentives*) et (3) saisir les occasions pour servir les intérêts des actionnaires existants qui ont vocation à investir à long terme (*market timing*). Dans un cadre de marchés efficients, les deux premiers objectifs sont équivalents, puisque les prix doivent refléter, à tout instant, la valeur intrinsèque de l'entreprise. En relâchant cette hypothèse, l'objectif (2) s'interprétera par la volonté des dirigeants de satisfaire certains investisseurs dont les exigences de rentabilité à court-terme constituent un obstacle à des choix décisionnels optimaux<sup>4</sup>. Par exemple, les conséquences d'avoir des actionnaires institutionnels insatisfaits peuvent être nocives, dès lors qu'ils peuvent liquider les blocs de titres qu'ils détiennent et causer une chute brusque du cours de l'action. Le cas échéant, les risques que l'entreprise fasse l'objet d'opérations de prises de contrôle et que l'équipe dirigeante soit remplacée par une nouvelle, sont très élevés.

### ***Comment les entreprises peuvent-elles tirer profit des erreurs de jugement systématiques d'investisseurs mus par leurs sentiments ?***

La littérature fait état de nombreux travaux de recherche ayant étudié les comportements organisationnels à tendance opportuniste. L'opportunisme se manifeste dans les décisions d'investissement, de financement, d'introduction en bourse, en passant par les politiques de dividende et les stratégies de communication jusqu'aux décisions de division de la valeur nominale, ou de changement de nom, etc. La liste est loin d'être exhaustive. Cependant, l'opportunisme n'est pas une constante dans les comportements organisationnels, il est étroitement lié au contexte et à la situation, à supposer que les dirigeants ont en eux ce penchant naturel à faire passer leurs propres intérêts en priorité.

---

<sup>4</sup> Derrien et al. (à paraître) démontrent que la présence d'actionnaires short-termistes dans le capital impacte significativement la politique de dividende et les décisions de financement et d'investissement.

Les deux courants de recherche prévalant dans le champ font référence au « *market timing* » et à la « *catering theory* ». Les modèles de *market timing* ont largement contribué à la compréhension des politiques de financement<sup>5</sup>. Il s'agit, pour l'entreprise, de choisir le moment propice pour une décision d'augmentation de capital, d'introduction en bourse ou d'émission de dette. Le moment propice correspond à la situation où le marché survalorise l'entreprise. Elle pourra alors se financer à moindre coût et surtout sans grand risque de dilution du contrôle. Cette stratégie sert les intérêts des actionnaires existants et implique un transfert de richesse des nouveaux actionnaires vers les anciens. L'apport de la « *catering theory* » dans la finance d'entreprise se situe davantage dans les décisions relatives aux choix de politique de dividende<sup>6</sup> et d'investissement<sup>7</sup>. Dans la même veine, l'exploitation du sentiment de l'investisseur peut justifier l'irrégularité des stratégies de communication. Il est démontré, par exemple, que la fréquence de divulgation volontaire tend à augmenter en périodes de déprime des marchés, et à baisser en périodes haussières. Dans le premier cas, les dirigeants entendent guider les investisseurs afin qu'ils corrigent leurs anticipations à long terme, tandis qu'ils demeurent silencieux quand le niveau du sentiment du marché est au plus haut, dans l'intention de prolonger aussi longtemps que possible le phénomène de surévaluation (Seybert et Yang, 2012).

Il existe bien évidemment une disparité dans les conditions qui créent les incitations à l'opportunisme managérial. Nous pensons en particulier au mode de rémunération du dirigeant et à son horizon d'investissement, au coût d'opportunité d'une stratégie court-termiste, et à d'autres caractéristiques spécifiques à l'entreprise. Ainsi, les entreprises contraintes financièrement sont encore plus incitées à se saisir des fenêtres d'opportunité offertes, quand par exemple, elles vont privilégier le financement par émission de titres en périodes de surévaluation. Une entreprise disposant d'importantes ressources de trésorerie est, en revanche, moins crédible aux yeux des investisseurs à vouloir se financer par émission d'actions quand celles-ci sont surévaluées<sup>8</sup>. Plus généralement, l'exploitation du sentiment des investisseurs semble

---

<sup>5</sup> Certaines études ont établi une corrélation entre les financements par émission d'actions et/ou d'obligations et les marchés haussiers. A contrario, les rachats d'actions et/ou de dettes apparaissent plus fréquents durant les périodes baissières (Baker et Wurgler, 2012).

<sup>6</sup> Le chapitre 2 a pour objectif de tester la pertinence de la *catering theory* à expliquer la dynamique de choix de politique de dividende dans le contexte français.

<sup>7</sup> cf. Baker et Wurgler (2012).

<sup>8</sup> Contrairement à cette idée, l'étude de Pinkowitz et al. (2011) menée sur le marché américain, révèle que les entreprises les plus riches en réserves de cash ont tendance à financer leurs acquisitions avec des

être plus pertinente et mieux adaptée à un contexte incertain et flou. C'est le cas notamment des starts-up, des petites capitalisations, des entreprises sous-performantes, ou celles qui ne distribuent pas de dividendes (Baker et Wurgler, 2006).

***Développement durable et performance économique : les entreprises face aux nouvelles attentes des marchés***

Les deux dernières contributions de la thèse s'inscrivent dans le courant de recherche traitant de la responsabilité sociale et environnementale des entreprises. Son approche contraste avec la pensée dominante qui prône la maximisation systématique de la valeur actionnariale dans l'entreprise sans prise en compte des externalités qu'elle produit. Or, de plus en plus d'investisseurs, alertés des risques climatiques et conscients des enjeux sociétaux, font usage d'arbitrage entre leurs objectifs de rentabilité financière et leurs préoccupations socio-environnementales, comme en témoigne l'expansion rapide du marché de l'investissement socialement responsable. Face à l'émergence de ces nouvelles attentes, les entreprises sont amenées à réagir en s'engageant pour le développement durable et en communiquant sur leur engagement. Malgré cela, le scepticisme est toujours de mise. La responsabilité sociale et environnementale de l'entreprise est loin de faire l'unanimité des politiques, académiques et chefs d'entreprises.

***Concepts et confusions : le débat continue...***

Dans l'univers des organisations, nous assistons aujourd'hui à une irruption de concepts tels que Responsabilité Sociale, Ethique et Conformité, Développement Durable, etc., s'illustrant avec diversité dans des actions de bénévolat et de charité, des dons philanthropiques, des programmes de qualité, de santé et de sécurité, des pratiques de mangement environnemental, etc. La responsabilité sociale des entreprises reflète, en réalité, des acceptions hétérogènes qui répondent de la complexité et de la multi-dimensionnalité du concept. Nous nous limitons ici à l'approche du « *business case* » pour le développement durable, certes dominante dans les cercles politico-économiques,

---

actions quand celles-ci sont surévaluées et à utiliser du cash pour acquérir des cibles sous-évaluées. Leur étude démontre que nous ne sommes pas au bout de notre compréhension des mécanismes qui sous-tendent les décisions d'investissement. Néanmoins, les résultats valident l'hypothèse du *market timing*.

mais loin d'être une approche holistique. Le *business case* « vise à affirmer que les actions de la responsabilité sociale de l'entreprise sont de véritables investissements producteurs de rentabilité dont il faut alors mesurer les risques et avantages, à travers des indicateurs de performance financière »<sup>9</sup>. Cette conception managériale du développement durable n'est pas toujours facile à mettre en œuvre ; elle requiert un arbitrage entre des objectifs, parfois inconciliables, de responsabilité sociale et environnementale, d'une part, et de maximisation de la valeur actionnariale, d'autre part. L'exercice auquel se prête l'entreprise est d'autant périlleux quand, de surcroît, elle fait l'objet d'une pression accrue de la société civile et des législateurs.

Parmi les facteurs qui continuent d'alimenter le débat, figure un sentiment de confusion générale qui a trait à la conceptualisation de la responsabilité sociale et environnementale de l'entreprise, à son opérationnalisation et à la façon dont elle est exploitée dans le cadre d'une stratégie de communication (Allouche et al., 2004). Sur la conceptualisation, force est de constater l'absence d'un consensus intellectuel et politique sur la responsabilité sociale et environnementale incombant aux entreprises. La vision qui lui est portée oscille, entre un extrême purement utilitariste prônant pour un rôle minimaliste de l'entreprise en matière de développement durable (Friedman, 1970) et un autre extrême à tendance altruiste mettant en avant une fonction maximaliste du volontarisme social (Brummer, 1991). Par opérationnalisation, nous entendons les systèmes de mesure de la performance sociale et environnementale, leur pertinence et leur degré de comparabilité entre les industries et les pays<sup>10</sup>. A défaut d'une grille de lecture efficace et homogène, les dirigeants continueront de disposer d'une grande marge de manœuvre dans le domaine, au risque de les voir favoriser les actions les plus médiatisées et les pratiques les mieux acceptées socialement sans trop se soucier de leur efficacité. Enfin, la dernière source de confusion concerne les pratiques de la communication sociale et environnementale et son exploitation. Pour l'entreprise, la communication est un investissement stratégique dont elle espère retirer des bénéfices. Etant donné que l'information environnementale ne fait pas encore l'objet d'un encadrement normatif et réglementaire strict, à l'instar du reporting financier, les

---

<sup>9</sup> Allouche et al. (2004)

<sup>10</sup> Un survol de la littérature ayant trait à la RSE ne peut qu'étayer ce sentiment de confusion, tant les indicateurs de performance déployés dans les études antérieures sont issus de supports multiples et divergents comme, par exemple, des classements (Fortune), des scores et indices produits par des agences de classement (Vigéo, Innovest, KLD...), des données chiffrées fournies par des agences gouvernementales, des enquêtes qualitatives et d'autres.

dirigeants ont une grande latitude pour faire de la communication un moyen d'influencer les opinions (Bansal et Kistruck, 2006). Dans le contexte actuel où nous assistons à une médiatisation accrue de la pratique de la responsabilité sociale et environnementale et à une profusion de discours organisationnels, il est fondamental de bien comprendre, du point de vue académique, les mécanismes de signalisation et d'analyser leurs impacts économiques pour l'entreprise.

### ***Contributions de la thèse***

C'est dans ce contexte que s'inscrit la présente thèse, articulée en quatre essais, contribuant chacun au nouveau paradigme en finance qui a vu naître des courants de recherche rivalisant avec les théories néo-classiques, à l'instar de la finance comportementale et de l'investissement responsable. Les quatre essais s'ouvrent sur des applications diverses des derniers développements scientifiques qui ont marqué ces deux courants de recherche, permettant d'analyser et d'approfondir les conséquences des prémisses qu'ils posent, pour l'entreprise et sur son comportement décisionnel. Ils traitent indépendamment de thématiques phares de la finance d'entreprise, à savoir la structure de capital (chapitre 1), la politique de dividende (chapitre 2), les fusions-acquisitions (chapitre 3) et la politique de communication volontaire (chapitre 4).

Nous proposons ainsi une contribution à la recherche en sciences de gestion dans le domaine de la finance d'entreprise sous le prisme des théories psycho-cognitives, d'une part, et celui du développement durable, d'autre part. Sur un plan théorique, l'ensemble des problématiques abordées ainsi que les résultats présentés et discutés tout au long des chapitres, concourent à mieux comprendre comment et dans quelle mesure les décisions financières des entreprises intègrent les biais comportementaux des investisseurs ainsi que leurs préférences en matière d'investissement durable. Sur un plan méthodologique, nous faisons preuve de diversification par la mobilisation de différentes méthodes et techniques économétriques, en adéquation avec la nature de nos données, afin de tester quantitativement nos hypothèses théoriques. Enfin, sur un plan pratique, nous espérons apporter aux praticiens des marchés financiers un éclairage complémentaire sur les interactions entre investisseurs et dirigeants, duquel ils pourraient tirer des applications concrètes. Plus globalement, nos travaux aident à réfléchir aux mécanismes de gouvernance internes et aux systèmes de régulation

externes requis pour une prise de décision optimale - maximisant la valeur de l'entreprise à long-terme - et pour des marchés plus efficaces.

### ***Organisation de la thèse***

**Le premier article** de la thèse, intitulé « *Les conséquences de la notoriété des sociétés du SBF-120 sur la structure de leur capital* » s'interroge sur les conséquences sur la structure actionnariale de l'entreprise du biais de familiarité chez l'investisseur individuel. Il s'agit principalement d'une contribution empirique dont l'originalité repose sur l'utilisation d'une variable d'approximation permettant de prendre en compte le biais de familiarité, basée sur la notion de notoriété. De même, le choix du contexte français permet de combler un vide dans la littérature existante, car, force est de constater le nombre restreint de recherche sur le biais de familiarité en dehors du marché américain, limitant la généralisation des résultats à l'ensemble des marchés.

Cette recherche met en lumière l'intérêt économique des stratégies visant à rehausser l'image de l'entreprise et à renforcer sa notoriété dans le temps. Les dépenses publicitaires, les opérations de marketing, la communication sur les engagements pour la société et l'environnement, etc., sont autant d'exemples qui montrent l'importance de la notoriété de l'entreprise pour fidéliser non seulement ses consommateurs mais aussi les actionnaires existants et potentiels. Une stratégie basée sur la notoriété peut se révéler fructueuse en termes d'accès au capital et de réduction du coût de financement. Pour les petites entreprises qui souffrent de contraintes financières, le gain économique potentiel lié à la notoriété est substantiel.

**Le deuxième article** « *La politique de dividende des sociétés françaises : une approche comportementale* » revisite, à travers la *catering theory*, un des sujets les plus étudiés et les plus contrastés en finance d'entreprise. Nous nous interrogeons, en particulier, sur les conséquences d'une demande irrationnelle de dividendes sur les politiques de distribution. La *catering theory* (Baker et Wurgler, 2004) est une approche descriptive de la dynamique de la décision de distribution, permettant d'expliquer ses variations dans le temps quand bien même les caractéristiques de l'entreprise ne varieraient pas. Elle fait le postulat suivant : les entreprises sont incitées à verser des dividendes en cas de forte demande afin de préserver la valeur de l'entreprise d'une baisse à court-terme, et à ne pas en verser en cas de demande faible. D'emblée, cette

théorie présume l'inefficience des marchés, dans le sens où les prix des actifs ne reflètent pas les fondamentaux économiques.

L'hypothèse de *catering incentives* a fait l'objet de vérifications empiriques tant dans le contexte américain (Baker et Wurgler, 2004 ; Li et Lie, 2006) qu'à l'international (Ferris et al., 2009 ; Denis et Osobov, 2008 ; Von Eije et Megginson, 2008). Les résultats de ces recherches se rejoignent sur le fait que la tendance à verser du dividende - en réponse à une demande irrationnelle dans un marché baissier - est plus persistante dans les pays du *common law* (marchés anglo-saxons), où l'activisme des actionnaires est davantage répandu. En revanche, très peu de support empirique à l'hypothèse de *catering incentives* dans les pays de tradition civiliste de droit *-civil law-* (notamment les marchés d'Europe continentale), où les investisseurs sont relativement moins protégés.

En choisissant le marché français, notoirement réputé pour ses entreprises à propriété concentrée, nous souhaitons affiner l'analyse aux effets potentiels des variables d'actionnariat sur l'incitation des dirigeants à répondre à une demande de dividende quand elle n'est pas justifiée par les fondamentaux. Les décisions de distribution de dividende seront ainsi analysées distinctement dans les entreprises familiales versus entreprises managériales. Dans les entreprises familiales, constituant une bonne partie du tissu économique français, les intérêts du dirigeant et ceux des actionnaires de référence (famille) sont le plus souvent alignés. De plus, la demande de ces derniers en matière de dividende est moins sujette aux vagues d'optimisme et de pessimisme, car, souvent, leur horizon d'investissement est de long terme. Ces entreprises seraient donc moins enclines à modifier leur politique de dividende en réponse à une demande non justifiée par une évolution des cash-flows futurs. En revanche, dans une entreprise de type managérial, le dirigeant est plus attentif aux exigences des actionnaires et à la valorisation de l'entreprise à court et moyen termes, puisqu'il est le plus souvent évalué et rémunéré sur ces critères.

Les troisième et quatrième chapitres s'interrogent sur les comportements organisationnels face à la problématique du développement durable dans la conduite des affaires (*Business case for sustainability*). Pour les moins sceptiques, il s'agit là d'un domaine où les intérêts des actionnaires et ceux des parties prenantes peuvent se rencontrer, se chevaucher, voire converger. A partir du moment où l'entreprise convient de l'opportunité, en son sein, d'un *business case* pour le développement durable,

autrement dit, de la possibilité de mettre en place une stratégie à la fois rentable pour les actionnaires et bienveillante pour l'environnement (gagnant-gagnant), il s'en suivra le besoin de communiquer sur son engagement et le valoriser auprès de toutes les parties prenantes.

Ainsi, le **troisième article** intitulé « *Do financial markets reward eco-efficiency ?* » vient s'inscrire dans la lignée des travaux de recherche ayant pour objet d'étudier la relation entre performance économique et performance environnementale. Les études les plus récentes ont bénéficié d'une accessibilité accrue aux données environnementales des organisations et d'un recul autorisant davantage des études longitudinales. Toutefois, leurs résultats sont sujets à controverse, en raison notamment de la nature très endogène de la relation entre performance environnementale et performance économique. La démarche que nous adoptons dans cette étude, nous permet de remédier à ces déficiences et de contribuer significativement, à travers une analyse empirique internationale, aux débats politico-économiques sur la transition vers une économie « décarbonée ».

Focalisant notre attention sur le domaine de la pollution d'air, nous nous interrogeons sur la capacité des firmes à implémenter des stratégies d'éco-efficience (c'est-à-dire des stratégies de réduction des émissions de carbone) qui se révèlent également créatrices de richesse pour les actionnaires. Précisément, nous nous plaçons dans le contexte des fusions-acquisitions et nous proposons de tester l'impact de l'éco-efficience de l'entreprise acquéreuse sur ses rendements anormaux autour de l'annonce. Ce cadre d'analyse permet d'atténuer le problème de causalité inverse présent dans les études antérieures. Mais au-delà de cette considération méthodologique, nous présumons que l'éco-efficience est un déterminant-clé de la performance de l'acquéreur et de sa capacité à s'accaparer de la valeur créée (ou du moins à atténuer la valeur détruite) au moment de l'annonce.

Face à ces hypothèses, nous développons des arguments théoriques dont les fondements prennent racine dans la théorie du management par les ressources (*Resource-based view*) selon laquelle une entreprise peut devancer ses concurrents lorsqu'elle arrive à développer des connaissances et un certain savoir-faire lui permettant de disposer d'un avantage compétitif inexistant et inimitable par ses rivaux, car émanant de son propre environnement (Barney, 1991). Ceci passe essentiellement par l'efficacité de l'utilisation des ressources à travers la technologie et l'innovation, le



savoir-faire et le talent des employés, la réputation, etc. Or, les stratégies d'écocoefficiency répondent aux critères d'un management par les ressources et reflètent, le plus souvent, un comportement proactif de la firme vis-à-vis des défis du développement durable (Russo et Fouts, 1997).

Le **quatrième et dernier article** est intitulé «Pratiques de gestion environnementale des entreprises : une étude internationale sur la communication des émissions de carbone ». Il offre, dans une première partie, une description minutieuse de l'évolution des pratiques managériales en matière de CO2 durant ces dernières années, suivie, dans une seconde partie, d'une étude des déterminants de la communication environnementale en insistant sur l'impact de la performance carbone sur la divulgation volontaire des émissions de carbone. Ce dernier élément demeure ambigu dans la littérature existante, dans la mesure où les conclusions délivrées par les études antérieures sont autant hétérogènes que contradictoires.

## Bibliographie

- Allouche J., Huault I. & Schmidt G. (2004) La Responsabilité Sociale des Entreprises : la mesure détournée? In : Colloque de l'AGRH, UQAM-Montreal, 4-6 Septembre.
- Baker M. & Wurgler J. (2004) A catering theory of dividends, *Journal of Finance*, 59(3), 1125–1165.
- Baker M. & Wurgler J. (2006) Investor sentiment and cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.
- Baker M. & Wurgler J. (2012) Behavioral corporate finance: A current survey. In. Constantinides G.M., Milton H. & Stulz R.M. (eds.) *Handbook of the Economics of Finance*. 2<sup>ème</sup> éd. New York, Elsevier.
- Bansal P. & Kistruck G. (2006) Seeing is (not) believing: Managing the impressions of the firm's commitment to the natural environment, *Journal of Business Ethics*, 67(2), 165-180.
- Barney J. (1991) Firm resources and sustained competitive advantage, *Journal of Management*, 17(1), 99-120.
- Brummer J.J. (1991) *Corporate responsibility and legitimacy: An interdisciplinary analysis*. NY: Greenwood Press.
- Cooper M., Khorana A., Osobov I., Patel A. & Rau P.R. (2005) Managerial actions in response to a market downturn: Corporate name changes during the dot.com decline, *Journal of Corporate Finance*, 11, 319-335.
- Cooper M., Dimitrov O. & Rau P.R. (2001) A Rose.com by Any Other Name, *Journal of Finance*, 56(6), 2371-2388.
- De Long J. B., Shleifer A., Summers L.H. & Waldmann R. (1990) Noise trader risk in financial markets, *Journal of Political Economy*, 98, 703-738.
- Denis D. & Osobov I. (2008) Why do firms pay dividends? International evidence on the determinants of dividend policy, *Journal of Financial Economics*, 89, 62-82.
- Derrien F., Kecskès A. & Thesmar D. (2014) Investor horizons and corporate policies, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (à paraître).
- Eije H.E. & Megginson W. (2008) Dividends and share repurchases in the European Union, *Journal of Financial Economics*, 89, 347–374.

- Ferris S.P., Jayaraman N. & Sabherwal S. (2009) Catering effects in corporate dividend policy: The international evidence, *Journal of Banking and Finance*, 33(9), 1730-1738.
- Friedman M. (1970) The social responsibility of business is to increase its profits, *New York Times Magazine*, Sept. 13, 122-126.
- Froot K.A. & Dabora E.M. (1999) How are stock prices affected by the location of trade? *Journal of Financial Economics*, 53(2), 189-216.
- Greenwood R. (2005) Short- and long-term demand curves for stocks: Theory and evidence on the dynamics of arbitrage, *Journal of Financial Economics*, 75(3), 607-649.
- Jensen M. (2004) The agency costs of overvalued equity and the current state of corporate finance, *European Financial Management Journal*, 10(4), 549-565.
- Jenter D.C. (2005) Market timing and managerial portfolio decisions, *Journal of Finance*, 60(4), 1903-1949.
- Lamont O.A. & Thaler R.H. (2003) Can the market add and subtract? Mispricing and tech stock carve-outs, *Journal of Political Economy*, 111(2), 227–268.
- Lie E. & Li W. (2006) Dividend changes and catering incentives, *Journal of Financial Economics*, 80(2), 293–308.
- Pinkowitz L.F., Sturgess J. & Williamson R.G. (2011) Do cash stockpiles fuel acquisitions? *Journal of Corporate Finance*, 23,128-149.
- Russo M.V. & Fouts P.A. (1997) A resource-based perspective on corporate environmental risk management and profitability, *Academy of Management Journal*, 40(3), 534–559.
- Seybert N. & Yang H. (2012) The party's over: The role of earnings guidance in resolving sentiment-driven overvaluation, *Management Science*, 28(2), 308-319.
- Shleifer A. (1986) Do demand curves for stocks slope down? *Journal of Finance*, 41(3), 579-590.
- Statman M. (2011) *What investors really want*. McGraw-Hill.

# **CHAPITRE I**

## **LES CONSEQUENCES DE LA NOTORIETE DES SOCIETES DU SBF-120 SUR LA STRUCTURE DE LEUR CAPITAL**



*Human thought consists of first, a great capacity for recognition and second, a capability for selective search.*

Herbert A. Simon



## Chapitre 1

### Les conséquences de la notoriété des sociétés du SBF-120 sur la structure de leur capital

#### Résumé

Cette étude s'intéresse à l'incidence de la notoriété de l'entreprise sur sa structure d'actionnariat. S'appuyant sur une vaste littérature ayant trait au biais de familiarité, nous présumons qu'une forte notoriété augmente le sentiment de familiarité et impacte positivement les préférences des investisseurs individuels. A partir d'un échantillon constitué des sociétés du SBF-120, nous examinons l'effet de notoriété sur l'actionnariat individuel de 2005 à 2009. Deux principaux résultats émergent de notre analyse. Premièrement, l'effet de notoriété est significatif uniquement sous la période 2005-2006, ce qui semble affirmer que le biais de familiarité est moins associé aux périodes baissières du marché (crise des subprimes de 2007-2008). Deuxièmement, seules les petites capitalisations font l'objet d'un effet de notoriété. Ce résultat appuie l'hypothèse selon laquelle le biais de familiarité est accentué en situation d'incertitude.

**Mots-clés:** Finance comportementale, Biais de familiarité, Structure d'actionnariat

#### Abstract

This study focuses on the implication of firm notoriety on its ownership structure. Based on a large literature on familiarity bias I assume that higher notoriety increases familiarity and positively affect individual investor preferences. Using a sample of French companies listed on the SBF-120, I test the impact of firm notoriety on individual ownership between 2005 and 2009. Two main results emerge from my analysis. First, I only validate a notoriety effect under the sub-period 2005-2006, which demonstrates that familiarity bias is less associated to bear markets (subprime crisis of 2007-2008). Second, only small-cap stocks are subject to a notoriety effect. This result supports the hypothesis that familiarity bias is amplified under uncertainty.

**Keywords:** Behavioral finance, Familiarity bias, Ownership



## **1.1. Introduction**

Les études de notoriété et d'image de marque et leur effet sur le comportement d'achat ont longtemps été restreintes au domaine du Marketing, faisant état des diverses stratégies de visibilité à la disposition des entreprises pour susciter l'intérêt des consommateurs envers leurs produits, leur donner envie de les acheter et les fidéliser à la marque le plus longtemps possible. Récemment, des chercheurs en finance ont mis en évidence un effet de visibilité, de notoriété et d'image significatif sur les comportements d'investissement dans le contexte américain (Grullon et al., 2004 ; Frieder et Subrahmanyam, 2005 et Lou, 2013). Ces résultats sont intrigant du point de vue des modèles normatifs de choix de portefeuille selon lesquels les investisseurs sélectionnent les titres sur la base des seules anticipations de risque et de rendement futurs de l'entreprise. Or, dans la réalité, les investisseurs n'agissent pas toujours de la sorte ; ils sont victimes de biais cognitifs et psychologiques qui peuvent affecter leurs jugements d'une manière systématique et influencer sur leurs décisions économiques. Les professionnels des marchés et les dirigeants en sont conscients et en profitent éventuellement pour en tirer parti. Un exemple édifiant au cœur du monde de la finance est celui de l'impressionnante tour de la bourse du Nasdaq qui diffuse sur son écran cylindrique les cotations en temps réel et aussi les publicités des compagnies qui sont cotées au Nasdaq.

Dans cet article, nous proposons d'étudier l'effet de notoriété sur les comportements d'investissement dans le cadre du marché français. Nous nous appuyons sur les nombreux travaux antérieurs qui tendent à confirmer une propension chez les investisseurs à surpondérer leurs portefeuilles en actions émises par des entreprises desquelles ils se sentent proches. Cette préférence systématique pour les options familières s'illustre dans plusieurs situations faisant appel à la prise de décision : par exemple, le biais domestique<sup>11</sup> qui fait référence au phénomène de sous-diversification internationale des portefeuilles ; le biais local<sup>12</sup> qui traduit la tendance à surinvestir dans les entreprises situées dans les environs (région, quartier...) ; le biais de l'employeur<sup>13</sup>

---

<sup>11</sup> French et Poterba (1991)

<sup>12</sup> Coval et Moskowitz (1999) et Huberman (2001)

<sup>13</sup> Benartzi (2001), Huberman (2001) et Huberman et Sengmueller (2004)

désigne quant à lui le penchant éprouvé des salariés pour les actions de leur entreprise-employeur ; le goût pour l'anecdotique<sup>14</sup> qui se reflète dans l'attrait que suscitent les sociétés faisant l'objet de rumeurs, d'informations saillantes, de couverture médiatique et de publicité ; ou encore l'effet des interactions sociales<sup>15</sup> (*peer effect*) pour désigner les comportements, attitudes et aspirations que partage un individu avec d'autres personnes au sein d'un groupe comme l'église, l'école, les clubs, etc.

Notre objectif est de vérifier si des comportements analogues existent sur le marché français. Pour ce faire, nous testons l'hypothèse de familiarité qui prédit une plus grande participation des investisseurs individuels dans le capital des entreprises procurant un sentiment de familiarité. Nous utilisons la notoriété comme proxy du degré de familiarité perçue, en procédant à un sondage de notoriété des sociétés constituant notre échantillon. Sous cette première hypothèse, les entreprises jouissant d'une forte notoriété ont un actionnariat individuel plus large, *ceteris paribus*. Les investisseurs individuels étant considérés comme davantage sujets aux biais cognitifs et relativement moins informés. L'hypothèse alternative serait qu'une forte notoriété soit associée à un plus large actionnariat institutionnel en raison des contraintes fiduciaires imposées aux gérants de portefeuilles. Par ailleurs, étant donné que la notoriété est étroitement liée à la taille - les plus grandes entreprises sont de fait les plus visibles - les gains de notoriété seraient plus perceptibles pour les petites entreprises. Nos résultats valident cette deuxième hypothèse et montrent que la participation des investisseurs individuels dans le capital est fonction croissante de la notoriété, après avoir atténué l'effet taille.

Notre étude fait écho au modèle d'équilibre de Merton (1987) et à son « *recognition hypothesis* » selon laquelle les investisseurs ne détiennent qu'une faible fraction des titres disponibles sur le marché, car, le plus souvent, ils ignorent l'existence des autres titres. Des études récentes ont mis en évidence un impact économique significatif associé à une amélioration de la visibilité des entreprises, se traduisant par un coût faible de financement, une plus grande liquidité des titres et une hausse de la valeur de la firme (par exemple, le cross-listing permet aux petites entreprises d'accéder

---

<sup>14</sup> Barber et Odean (2008) ont traité de l'effet d'attention sur le comportement acheteur des investisseurs. Grullon et al. (2004) ont mis en évidence un effet de publicité sur les préférences et les choix des investisseurs.

<sup>15</sup> Hong et al. (2004)

à un financement plus large, via la double cotation<sup>16</sup>). L'enjeu économique d'être vu et reconnu devient crucial dès lors qu'on se place dans une perspective de valeur actionnariale.

Le reste du chapitre s'articule comme suit. La section 1.2 présente une revue de la littérature ayant trait au biais de familiarité. La section 1.3 est consacrée à l'exposé des hypothèses et à la description des données et de la méthodologie suivie. En particulier, la construction de la mesure de notoriété et le choix des variables de contrôle y sont développées. Dans la section 1.4, nous présentons les résultats des tests et nous concluons dans une cinquième et dernière section.

## **1.2. Le biais de familiarité : revue de la littérature**

### ***1.2.1. Les définitions de la familiarité***

Dans la littérature cognitive de la décision, l'étude des biais comportementaux est étroitement liée aux heuristiques. S'il est important de comprendre par quels mécanismes les biais cognitifs conduisent à des erreurs systématiques, il est tout aussi éclairant de savoir par quelles heuristiques nous obtenons quels biais. En l'occurrence, le biais de familiarité est communément associé à l'usage de l'heuristique de disponibilité (*availability heuristic*) qui se décrit par la facilité avec laquelle certaines informations peuvent être utilisées pour former le jugement (Kahneman et al. 1982). De manière similaire, le biais de familiarité peut être défini par la facilité de restitution d'informations liées à un événement donné, qui ont été accumulées et stockées en mémoire en fonction de leur saillance et leur degré d'importance. La littérature financière fait état de plusieurs situations et contextes dans lesquels les décisions d'investissement sont sujettes au biais de familiarité. Nous les synthétisons, ci-après, en deux catégories selon que le sentiment de familiarité soit appréhendé à travers la notion de proximité ou celle de visibilité.

---

<sup>16</sup> Kadlec et McConnell (1994)

**a. La familiarité à travers la notion de proximité**

La notion de proximité se reflète dans la distance géographique, le voisinage, la similitude professionnelle, sociale et culturelle, etc. Nous la retrouvons principalement dans les études sur le biais domestique, le biais local et le biais de l'employeur. Le biais domestique, initialement étudié par French et Poterba (1991), est la tendance à surpondérer son portefeuille en titres nationaux par rapport aux actions étrangères au détriment des bénéfices de la diversification, et ce malgré l'intégration croissante des marchés financiers ayant conduit à une limitation des barrières à l'investissement international. Similairement, Coval et Moskowitz (1999) mettent en évidence un biais local chez les gérants de fonds commun de placement exhibant une préférence pour les titres émis par les sociétés implantées dans une zone géographique proche. Zhu (2002) constate la même tendance chez les investisseurs individuels. Par ailleurs, derrière l'actionnariat salarié peut se cacher une autre anomalie du comportement d'investissement lorsque les salariés placent la majeure partie de leurs économies dans l'entreprise-employeur (Driscoll et al., 1995 ; Huberman, 2001). Le préjudice potentiel auquel ils s'exposent est pourtant considérable car ils risquent de perdre non seulement leur épargne mais aussi leur travail en cas de faillite de l'entreprise. Si l'actionnariat salarié peut paraître attractif en raison des incitations fiscales et sociales qu'il offre, il relève le plus souvent d'un optimisme et d'une confiance excessive quant à la performance future de l'entreprise-employeur. L'enquête menée par Driscoll et al. (1995) montre que les salariés considèrent les titres de leur entreprise plus sûrs, voire moins risqués que l'indice S&P 500. La familiarité peut également être ressentie à travers la proximité linguistique et culturelle comme l'ont démontré Grinblatt et Keloharju (2001) dans le contexte finnois. En considérant trois attributs de la familiarité, à savoir la distance, la langue et la culture du dirigeant, ils montrent que l'investisseur finnois tend à investir dans les entreprises situées dans son district, communiquant dans sa langue et dont les CEO ont une culture d'origine finnoise. Leurs résultats montrent, par ailleurs, que les investisseurs institutionnels les plus sophistiqués sont moins sujets au biais de familiarité, comparés aux ménages, à l'Etat et aux organisations non-lucratives.

## b. La familiarité à travers la notion de visibilité

La familiarité est aussi un sentiment qui se développe envers les objets les plus visibles. Les expositions fréquentes à des faits (ou objets ou personnes) sont de nature à rendre ces derniers plus présents dans l'esprit et contribuent à renforcer un sentiment de familiarité tout autour. Cette idée est bien connue en marketing à travers la familiarité à la marque qui évoque, outre les expériences directes liées à l'achat et l'utilisation du produit, les expériences indirectes comme les expositions à la publicité (Korchia, 2004). Ces théories suscitent également de l'intérêt pour des chercheurs en finance, qui se sont intéressés, par exemple, à l'effet de la publicité sur le comportement des investisseurs. Ainsi, l'étude de Grullon et al. (2004) a permis de mettre en évidence une relation positive entre les dépenses publicitaires et le nombre des investisseurs individuels et des institutionnels dans le capital des entreprises américaines, tout en contrôlant pour la taille. Il est clair que ces résultants ne s'accordent pas avec les prédictions des modèles rationnels selon lesquels seules les informations se rapportant aux fondamentaux économiques sont de nature à guider les investisseurs dans leurs choix d'investissement. Or, dans la plupart du temps, le contenu de la publicité est vide de toute information de ce type. Pourtant, l'effet de la publicité est aussi perceptible sur la valeur de l'entreprise. L'exemple des grands événements sportifs en est illustratif. Fehle et al. (2005) ont traité le sujet dans le contexte particulier de la coupe d'Amérique de Football (*Super Bowl*) en examinant la réaction des cours et des volumes de transactions relatifs aux titres des entreprises ayant financé la diffusion de spots publicitaires pendant toute la durée de l'événement. Leurs résultats révèlent des rendements anormaux significatifs uniquement pour les entreprises qui sont facilement reconnues dans le message publicitaire<sup>17</sup>, ainsi qu'un volume important de transactions initiées principalement par les petits porteurs. Cette étude a permis de mettre en évidence le rôle des émotions dans le processus de prise de décision. Il s'agit, précisément, de l'effet de l'humeur et la focalisation attentionnelle suscitées par ce grand événement sportif<sup>18</sup>, sur le comportement court-termiste des investisseurs. Dans la même veine, l'étude de Frieder et Subrahmanyam

---

<sup>17</sup> Par exemple, les publicités qui contiennent le nom de la société dans son message ou bien les entreprises dont le nom coïncide ou rappelle le nom de la marque.

<sup>18</sup> L'audimat des matchs de la *Super Bowl* est des plus importants aux Etats-Unis, ce qui justifie les prix exorbitants des spots publicitaires diffusés dans ce programme. A titre indicatif, le coût de diffusion pendant la *Super Bowl* varie entre 3,5 jusqu'à 4 millions de dollars pour 30 secondes de pub.

(2005) atteste d'un effet significatif de la perception de la marque sur les préférences des investisseurs individuels. Outre la publicité, d'autres mécanismes peuvent contribuer à améliorer la visibilité des entreprises, telles qu'une cotation sur une grande place financière (Kadlec et McConnell, 1994) et une importante couverture médiatique par les analystes (Galy et al., 2006).

### ***1.2.2. La nature de la familiarité : avantage informationnel ou biais psychologique***

L'étude des déterminants de l'actionnariat individuel que nous menons dans le cadre de ce travail nous impose d'apporter un éclairage sur les mécanismes décisionnels qui puissent induire un biais de familiarité. Sur la nature de ce biais, deux thèses contradictoires se confrontent. Selon la thèse informationnelle, opter pour l'option la plus familière permet à l'investisseur de bénéficier d'un véritable avantage comparatif qui se résume en une information abondante, facilement accessible et moins coûteuse. En revanche, l'explication comportementale remet en cause la rationalité de la décision en soulignant que, dans la difficulté d'assimiler toute l'information disponible, les émotions prennent souvent le pas sur la raison et conduisent à des jugements erronés. Si les deux thèses font des prédictions opposées quant à la performance d'une stratégie de portefeuille basée sur la familiarité<sup>19</sup>, elles s'accordent sur les répercussions du biais de familiarité du point de vue de l'entreprise, en ce sens, elles prédisent une large base actionnariale, un coût du capital faible et une grande liquidité des titres.

#### **a. L'avantage informationnel**

Les décisions d'investissement se présentent le plus souvent dans un contexte d'incertitude et d'information incomplète. Dans le cas particulier de choix de portefeuille, l'investisseur n'a pas toujours connaissance de toutes les entreprises cotées sur le marché (Merton, 1987)<sup>20</sup>. Son accès à l'information est contraint par le coût de

---

<sup>19</sup> La thèse informationnelle prédit une surperformance d'un portefeuille surpondéré en actifs familiers tandis que la thèse comportementale le considère comme un choix sous-optimal et contre-performant.

<sup>20</sup> Merton (1987) développe un modèle d'équilibre dans un contexte d'information incomplète dont l'hypothèse principale (« *investor recognition hypothesis* ») stipule que les investisseurs ne détiennent dans leurs portefeuilles qu'une petite fraction de titres circulants et ignorent, en général, l'existence des autres titres. Cette hypothèse a une implication sur le comportement de l'entreprise ; un élargissement de sa base d'investisseurs accroît sa valeur de marché. Par conséquent le cours de l'action est une fonction croissante du nombre d'investisseurs conscients de l'existence des actions de la firme. Ainsi, les

recherche relativement excessif pour un petit portefeuille. Investir dans les entreprises familiales peut toutefois se révéler une décision rationnelle à condition qu'elle soit fondée sur la possession d'information privilégiée suffisante pour prédire l'évolution future du cours de l'action. Les résultats de Coval et Moskowitz (1999) corroborent cette hypothèse en ce qui concerne le biais local caractérisant les portefeuilles domestiques américains. Leurs résultats montrent que les gérants de fonds plébiscitent tout particulièrement les sociétés dont le siège social est situé à proximité de leurs bureaux. Ces mêmes sociétés font notamment l'objet d'une forte asymétrie informationnelle. Ainsi, la proximité géographique se révèle dans ce cas une source d'information détaillée dont l'accessibilité est amplement facilitée par le contact direct avec les dirigeants, les employés et les clients de ces entreprises, permettant, par conséquent, une économie sur le coût d'acquisition de l'information. D'un autre côté, Zhu (2002) affirme que les investisseurs individuels ne sont pas en mesure d'agir sur la base d'une information privilégiée, et conclut en faveur de l'hypothèse comportementale. En effet, les deux thèses informationnelle et comportementale, bien qu'elles soient contradictoires, ne sont pas pour autant exclusives. Connaissant les caractéristiques socio-démographiques des investisseurs (âge, genre, statut socioprofessionnel, éducation, richesse...) il serait possible de spéculer sur la rationalité ou l'irrationalité de leurs décisions en fonction de leurs facultés cognitives prédites (Korniotis et Kumar, 2008)<sup>21</sup>.

#### **b. La thèse comportementale**

Les chercheurs en psychologie justifient l'apparition des biais cognitifs par l'usage d'heuristiques, c'est-à-dire le recours à des raccourcis de raisonnement dans le but de trouver des réponses immédiates à des problèmes d'évaluation complexes. La démarche heuristique, de nature simple, permet le plus souvent de produire des

---

managers soucieux de maximiser la richesse de leurs actionnaires sont incités à améliorer la visibilité des actions de leur entreprise afin d'attirer un nombre maximum d'investisseurs dans le capital.

<sup>21</sup> L'originalité de la contribution de Korniotis et Kumar (2008) réside dans la méthodologie suivie pour mesurer le niveau des capacités cognitives. En se basant sur les données de SHARE (enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe) et HRS (enquête sur la santé et la retraite aux Etats-Unis), ces auteurs ont dérivé une relation empirique entre les capacités cognitives (facultés verbale, analytique et de mémoire) et les caractéristiques démographiques des individus. A partir de ce modèle empirique, ils ont estimé le niveau des cognitions des investisseurs composant leur échantillon.

jugements rapides et frugaux<sup>22</sup> qui vont aider à la prise de décision à moindre coût neurologique (Gigerenzer, 2004). De ce point de vue, le biais de familiarité est considéré comme une distorsion du comportement d'origine cognitive conduisant à des erreurs systématiques. La confiance dans ce qui peut être perçu comme familier a été documenté par Heath et Tversky (1991) dont les expériences ont révélé qu'entre deux paris offrant la même probabilité de succès, les sujets choisissent celui qu'ils croient connaître le mieux. Les auteurs concluent que l'aversion à l'ambiguïté et l'hypothèse des compétences perçus sont des déterminants-clés du processus de prise de décision. Ce fait s'illustre bien dans le comportement de certains salariés investissant d'importantes sommes dans les programmes d'épargne salariale de leurs entreprises, croyant bien faire en privilégiant les actions de leur entreprise-employeur. Ce faisant, ils se mettent pourtant en danger en liant le risque attaché au contrat de travail à celui du contrat d'épargne. Les contributions de quelques recherches antérieures sur le biais de l'employeur aux Etats-Unis, sont conformes avec les explications psychologique et cognitive. Ainsi, Benartzi (2001) concluent que les salariés sont victimes d'extrapolation excessive et échouent en moyenne à prédire les rentabilités futures de leur employeur. De même, les résultats d'Huberman et Sengmueller (2004) rendent compte de la contre-performance des portefeuilles surpondérés en actions émises par l'entreprise-employeur. En mettant en compétition plusieurs hypothèses, Cohen (2009) valide un effet de loyauté des salariés envers leur employeur. Dans le contexte français, l'étude d'Aubert et Rapp (2008) affirme quant à elle la complémentarité des approches classique et comportementale à appréhender l'actionnariat salarié.

Une deuxième explication comportementale met en exergue le rôle de l'affect (les émotions) dans la construction des préférences. En réalité, cette hypothèse fait écho à des productions propres à la science neuroéconomique<sup>23</sup>. Ainsi, la familiarité serait la manifestation de la mémoire implicite bien connue des psychologues sous le nom de l'effet de simple exposition (*mere exposure effect*). Mise en évidence par Zajonc (1968),

---

<sup>22</sup> C'est la traduction de "Fast and frugal" faisant référence à la relative facilité de calcul d'une part et à la quantité très limitée d'information requise pour la mise en œuvre des stratégies heuristiques d'autre part.

<sup>23</sup> La neuroéconomie est une science qui utilise des processus cérébraux dans le but d'approfondir notre compréhension des mécanismes sous-jacents à la décision économique. Les travaux menés dans cette discipline ont aboutit à un consensus sur le caractère bidimensionnel (cognitif/contrôlé et affectif/automatique) des processus neurologiques à l'origine du fonctionnement cérébral. Ces processus peuvent interagir en parfaite collaboration et, le cas échéant, conduire à une décision optimale, ou être en compétition et mener à des choix contradictoires (Camerer et al., 2005).



cette théorie postule qu'une exposition répétée à un stimulus est suffisante pour influencer de façon favorable sur l'évaluation de ce stimulus. Autrement dit, les cognitions ne sont pas les seuls éléments qui interviennent dans la formation d'une préférence ou d'une attitude, les émotions comptent aussi. La simple exposition peut, dans certains cas, changer les préférences envers un objet ou une personne sans qu'il n'y ait de résistance cognitive. Ces résultats sont d'une grande utilité pour les annonceurs: via un marketing basée sur une exposition prolongée et répétitive à un produit donné, les chances sont importantes pour faire pencher les préférences des consommateurs vers ce produit. De même, la publicité mettant en vedette une célébrité populaire aide à rendre le produit (objet de la publicité) familier et désirable. Un autre exemple de politique commerciale faisant appel aux émotions des consommateurs est le sponsoring qui consiste à soutenir un événement culturel, artistique ou sportif qui sera l'occasion d'exposer l'audience aux stimuli des sponsors associés à cet événement (Fehle et al. 2005).

### 1.3. Hypothèse et mesures des variables

#### 1.3.1. Les hypothèses de recherche

Nos hypothèses de recherche font écho aux travaux de Merton (1987) dont le modèle prédit qu'une visibilité accrue de l'entreprise entraîne un élargissement de sa base actionnariale. La « *recognition hypothesis* » (Merton, 1987) a inspiré plusieurs travaux de recherches pour se pencher sur les événements susceptibles d'améliorer la visibilité des sociétés comme, par exemple, la division du nominal (Grinblatt et al., 1984), l'intégration d'un indice boursier (Shleifer, 1986), le choix de la place de cotation (Kadlec et McConnell, 1994), la publicité (Grullon et al., 2004) et la mise en place d'un service de relations avec les investisseurs (Bushee et Miller, 2012). Nous contribuons à cette littérature en proposant de tester l'impact de la notoriété des sociétés sur la propriété actionnariale. En particulier, nous soupçonnons que les investisseurs individuels seraient attirés par les entreprises à forte notoriété, plus que les investisseurs institutionnels, pour des raisons cognitive, psychologique (étant largement admis dans la littérature que les investisseurs individuels sont plus souvent victimes de biais de comportement que les professionnels de la finance) et informationnelle (contrairement

aux professionnels, ils ne bénéficient pas d'économies d'échelle en matière de collecte et d'acquisition de l'information). Leur recours à l'heuristique de familiarité ressort comme un moyen de contourner les déficiences cognitive et informationnelle (cf. section 1.2.2). Notre première hypothèse est exprimée comme suit :

*Hypothèse (H1-a) : L'actionnariat individuel est positivement lié à la notoriété de l'entreprise*

Les investisseurs institutionnels étant moins sujets aux biais comportementaux vu leur expérience et l'accès facile et moins coûteux à l'information dont ils bénéficient, ils seraient *a priori* moins sensibles à la notoriété de l'entreprise. Toutefois, un contre-argument serait de concevoir la notoriété comme une règle de prudence motivant l'investissement dans les titres des sociétés les plus connues, qui pourrait s'avérer une stratégie prudente et moins pénalisante en cas de contre-performance (O'Brien et Bhushan, 1990). Les deux arguments sont mutuellement exclusifs puisque nous définissons l'actionnariat individuel comme la partie complémentaire de l'actionnariat institutionnel dans le capital flottant. L'hypothèse alternative serait donc :

*Hypothèse (H1-b) : L'actionnariat individuel est négativement lié à la notoriété de l'entreprise*

Au regard d'une littérature ayant souligné le lien entre les biais comportementaux et les caractéristiques spécifiques des titres, en mettant en évidence que les distorsions comportementales sont davantage accentuées par l'incertitude caractérisant les titres (Kumar, 2009 ; Seasholes et Zhu, 2010), nous prédisons un effet de notoriété augmenté en situation d'incertitude. En l'occurrence, les petites entreprises qui se distinguent par une forte asymétrie d'information - due éventuellement à un manque de suivi des analystes financiers et à une faible couverture médiatique - sont plus susceptibles de faire l'objet d'un biais de familiarité. Notamment, la prévision d'une forte participation individuelle dans les petites entreprises à forte notoriété concourt vers une explication comportementale du biais de familiarité<sup>24</sup>. Réciproquement, une participation institutionnelle élevée dans les petites capitalisations

---

<sup>24</sup> Dans un environnement incertain, la familiarité ressentie pour certaines entreprises peut induire chez l'investisseur l'illusion de posséder des compétences justifiant l'achat des titres émis par ces entreprises (Heath et Tversky, 1991).

à forte notoriété tend plutôt à confirmer l'avantage informationnel<sup>25</sup>. Nous testons ces deux hypothèses :

*Hypothèse (H2-a) : L'actionnariat individuel est positivement lié à la notoriété des petites capitalisations*

*Hypothèse (H2-b) : L'actionnariat individuel est négativement lié à la notoriété des petites capitalisations*

### **1.3.2. Construction du proxy de familiarité et choix des variables**

L'investigation de l'effet de la notoriété en tant que déterminant de l'actionnariat individuel nous amène, tout d'abord, à introduire le concept de la notoriété, vu sous l'angle des sciences sociales. Nous détaillerons par la suite la méthodologie suivie pour la construction de la mesure de notoriété. Enfin, nous définissons l'ensemble de la variable dépendante et des explicatives et motivons leur choix.

#### **a. La notoriété : définition du concept**

De point de vue marketing, la notoriété d'une marque est jugée à travers la capacité qu'un client potentiel puisse la reconnaître ou se souvenir de son existence et/ou de son appartenance à une catégorie de produits donnée. L'intérêt porté à la notoriété lors de la mise en place d'une stratégie de communication relève de son implication dans la construction du capital marque et sa contribution dans la valorisation de l'entreprise. Aaker (1994) résume en quatre points les principales propriétés du concept de la notoriété de la marque :

1. La notoriété est un point d'ancrage pour les autres traits d'image de la marque. Autrement dit, on ne peut parler d'image sans qu'il y ait une notoriété préalablement assise.
2. La notoriété crée un sentiment de familiarité avec la marque et développe les préférences des consommateurs/clients vis à vis d'elle.

---

<sup>25</sup> Pour mieux trancher empiriquement entre les thèses comportementale et informationnelle il convient d'étudier les rentabilités futures des portefeuilles surpondérés en titres familiaux. Ce test ne fait pas l'objet de la présente étude.

3. La notoriété pousse les consommateurs à faire l'hypothèse que la marque est valable et intéressante. Un jugement favorable pèse *a priori* sur une marque connue même si l'image qui lui est associée est floue.
4. La notoriété est un critère de sélection des marques à considérer pour un achat.

La notoriété apparaît ainsi un critère important dans le processus d'achat dans le sens où elle rend possible la création d'une image et la construction d'une réputation de la marque/entreprise au fil du temps. Peut-on transposer ces développements dans un contexte de marché financier ? La réponse est *a priori* oui, dans la mesure où les investisseurs, à l'instar des consommateurs, font face aux mêmes problèmes de choix en incertitude, en l'occurrence, la sélection et l'achat de titres qui maximisent les rendements espérés.

#### **b. Construction de la mesure de notoriété**

Fondamentalement, l'étude de notoriété répond à la question "quelle proportion de la population reconnaît ma marque ?" La notoriété est donc le taux de reconnaissance d'un nom. Que ce soit une marque, un produit, une entreprise ou une personne, la notoriété se limite uniquement à la connaissance de son nom et d'une certaine manière à la reconnaissance de son existence. Goldstein et Gigerenzer (2002) définissent l'heuristique de reconnaissance comme un mécanisme psychologique fondamental, très opérant en matière de décision. Ils estiment qu'une reconnaissance préalable à toute forme de jugement peut être profitable en ce qu'elle oriente la recherche ciblée d'information. Ils soulignent par ailleurs que le recours à l'heuristique de reconnaissance requiert un environnement peu fourni en information, autrement dit le décideur doit faire montre d'un minimum d'ignorance. A l'opposé, un environnement riche en information peu entraver sa mise en application. Cet argument appuie notre choix de mesurer notre construit de notoriété auprès d'un public relativement profane en matière d'investissement en bourse.

On peut calculer un taux de notoriété en pourcentage de population ayant cité la personne, l'entreprise, la marque ou le produit dans une catégorie donnée. Selon Aaker (1994) plusieurs niveaux de notoriété peuvent être identifiés :

- Le degré zéro de notoriété correspondant à une absence totale de connaissance de la marque.
- La notoriété spontanée est le pourcentage des personnes interrogées citant spontanément le nom de l'objet (marque, produit, personne ou entreprise). Elle est généralement le signe d'une notoriété forte.
- La notoriété assistée ou suggérée est le pourcentage des personnes interrogées qui affirment connaître l'objet à la mention de celui-ci. Elle correspond à la simple conscience par le sujet de l'existence de cet objet.
- La notoriété spontanée de premier rang ou « *top of mind* » est le nombre de fois où un objet (marque, produit, personne ou entreprise) est cité en première place en notoriété spontanée. C'est la plus forte des notoriétés.

Notre objectif étant de répertorier les sociétés du SBF-120 selon leur degré de notoriété, en leur attribuant, chacune, un score. Pour ce faire, nous avons procédé par enquête directe, ayant permis d'évaluer une notoriété assistée, puisque les noms des entreprises figuraient dans les questions posées. Un questionnaire a ainsi été administré à des étudiants en gestion (140 sujets) durant le premier trimestre de 2008. Dans un souci de minimiser le taux de non-réponse et/ou de réponses manquantes, le questionnaire a été reproduit en deux versions comportant chacune 60 des 120 sociétés de l'échantillon. Au total, 70 réponses par entreprise ont été récoltées<sup>26</sup>. Le questionnaire comporte trois questions, dont les deux premières évaluent le degré de connaissance de l'entreprise, sans que nul jugement ne soit porté sur elle. La première question renvoie à l'identification de la firme via son nom. La deuxième permet de savoir si l'entreprise est immédiatement associée à une ou plusieurs de ses marques et/ou produits phares et si le lien avec son secteur d'activité est correctement établi. Enfin, la troisième question interroge les répondants sur leurs préférences d'investissement.

*1ère question* : Avez-vous déjà entendu parler de ces entreprises? (0,1,2)

Pour les 120 entreprises (60 par questionnaire), les répondants doivent choisir entre les trois alternatives suivantes: « Oui, très souvent ! », « Oui, vaguement ! » ou « Non, jamais ! » qui sont codées respectivement, 2,1 et 0.

---

<sup>26</sup> En définitive, les réponses exploitables ont porté sur 118 sociétés du SBF.

2ème question : Pouvez-vous indiquer, uniquement pour les entreprises que vous connaissez, le secteur d'activité dans lequel elles opèrent ou un de leurs produits et/ou services ? (0,1)

On attribue la note 1 pour chaque bonne réponse, le cas où le répondant cite correctement une marque ou un produit phare de l'entreprise ou son secteur d'activité, et zéro en cas d'une mauvaise réponse ou de non-réponse.

Sous l'hypothèse que la notoriété constitue un critère de sélection de titres et incite les investisseurs à l'achat, nous avons interrogé les sujets sur leurs préférences d'investissement parmi les entreprises de l'échantillon :

3ème question : Dans quelles entreprises aimeriez-vous investir ? (0,1,2)

Les sujets ont le choix entre trois réponses « J'investis », « Je ne sais pas » ou encore « Je n'investis pas » codées 2, 1 et 0, respectivement.

La moyenne des notes attribuées dans les deux premières questions représente un premier score de notoriété (NOT1) par entreprise. Nous calculons un deuxième score de notoriété (NOT2) sur la base de la moyenne des trois notes attribuées. Le taux de réponse relatif aux deux premières questions est quasi-total. Cependant, nous comptons plusieurs lacunes au niveau de la troisième question où les répondants ont omis de répondre pour certaines entreprises. Nous convenons qu'une non-réponse traduit une position neutre (« je ne sais pas ») et nous lui attribuons la note 1. Le tableau 1 présente les cinq premières et cinq dernières entreprises classées en fonction de leur score de notoriété (NOT1). La liste complète des scores (NOT1 et NOT2) des sociétés du SBF-120 est donnée en annexe 1. Il convient de souligner que les deux scores de notoriété sont quasi-parfaitement corrélés ( $\text{corr}=0,99$ ). Plus loin, nous rapportons les résultats des régressions relatifs à NOT1, sachant que l'utilisation de NOT2 laisse inchangés nos résultats.

**Tableau 1 : TOP 5 des sociétés du SBF-120 à plus forte/faible notoriété**

Top des notoriétés fortes	Score	Top des notoriétés faibles	Score
Société Générale	3	Klépierre	0
BNP Paribas	2,98	Maurel Et Prom	0
EDF	2,98	Séché Environnement	0
L'Oréal	2,98	Séchilienne	0
Renault	2,98	Sperian Protection	0,02

**c. L'actionnariat individuel : la variable dépendante**

Quelques données de structure du capital peuvent être extraites des rapports annuels des sociétés cotées. Cependant, les données relatives à l'actionnariat individuel ne sont pas disponibles pour toutes les sociétés : uniquement celles qui ont fait l'objet d'une enquête TPI (titre au porteur identifiable) à une date donnée -généralement à la date de clôture des comptes- ont l'information précise<sup>27</sup>. Se limiter aux rapports annuels pour la collecte des données d'actionnariat réduirait considérablement la taille de l'échantillon. Nous proposons donc d'estimer l'actionnariat individuel sur la base des données fournies par Thomson One Banker Ownership qui regroupent les parts de capital détenus par les investisseurs institutionnels ainsi que les participations des actionnaires de référence au 31 décembre de chaque année<sup>28</sup>. Le reliquat du capital, c'est-à-dire après avoir écarté les participations des institutions (les fonds, les gestionnaires de capitaux...) et des actionnaires de référence (fondateurs, actionnaires stratégiques, holding, agences gouvernementales...) correspond à la participation des investisseurs individuels. Notre proxy d'actionnariat individuel représente la participation des investisseurs individuels en pourcentage du capital flottant<sup>29</sup>. Il convient de noter que cette méthode de calcul conduit à surestimer l'actionnariat

<sup>27</sup> A la demande de l'entreprise, Euroclear réalise une enquête TPI pour l'identification des actionnaires.

<sup>28</sup> Hur, Pritamani et Sharma(2010) et Nofsinger et Sias (1999) utilisent la même méthode de calcul de l'actionnariat individuel à partir des données de Thomson Financial.

<sup>29</sup> Le capital flottant est la fraction du capital détenue par les investisseurs individuels et institutionnels, hors participations stratégiques.

individuel dans lequel figure également les participations d'un nombre de petits investisseurs institutionnels<sup>30</sup>.

**d. Les déterminants de l'actionnariat individuel : les variables de contrôle**

La liste des variables de contrôle présentée ci-dessous a largement été inspirée de la littérature sur les déterminants de la structure d'actionnariat ; une littérature qui reste dominée par les travaux ayant traité la question du point de vue des investisseurs institutionnels.

- ***Taille***

La variable taille est un déterminant pertinent dans le choix de portefeuille. Depuis les travaux de Fama et French (1993) nous savons que la taille est un facteur de risque rémunéré prédisant une surperformance des titres émis par les plus petites entreprises. Cet excès de rendement rémunère surtout le risque lié à leur vulnérabilité inhérente à une asymétrie d'information souvent très élevée. Pour ces raisons, et en considération des règles fiduciaires auxquelles sont soumis les investisseurs institutionnels, ces derniers auraient tendance à éviter les petites capitalisations, considérées comme des investissements spéculatifs (Arbel, Carvel et Strebel, 1983). Leur préférence pour les grandes capitalisations a d'ailleurs été établie empiriquement dans plusieurs travaux antérieurs (Falkenstein, 1996 ; Gompers et Metrick, 2001 ; Yan et Zhang, 2009). La taille est également un indicateur de liquidité auquel les investisseurs institutionnels seraient particulièrement sensibles. Néanmoins, l'observation des détentions des investisseurs institutionnels dans le temps tend à démontrer une évolution de leurs préférences vers les petites capitalisations et les titres les plus risqués (Bennett et al., 2003). Notre proxy taille représente la valeur de marché des capitaux propres de l'entreprise en fin d'année.

---

<sup>30</sup> Les institutions dont la taille du portefeuille ne dépassant pas 100 millions de dollar n'ont pas l'obligation de déclarer leurs participations de titres.



- ***Risque***

La mesure de risque que nous contrôlons dans l'analyse de l'actionnariat individuel est le Beta, reflétant le risque systématique du titre<sup>31</sup>. La relation entre le risque et la structure du capital dépend du niveau d'aversion de chaque investisseur. Nous prédisons qu'en raison des contraintes fiduciaires imposées aux investisseurs institutionnels, ces derniers préfèrent éviter les entreprises à risque très élevé, d'autant plus que leur rémunération ainsi que leur réputation sont largement liées à leur performance. La perception et le goût pour le risque sont pourtant altérés par les conditions du marché, et les comportements des investisseurs peuvent différer significativement entre les périodes haussières (bull market) et les périodes baissières (bear market). Il est démontré, notamment, que les investisseurs institutionnels sont plus sensibles aux risques baissiers (Faugère et Shawky, 2003), contrairement aux investisseurs individuels qui semblent détenir davantage de titres risqués (beta élevé) quand les marchés baissent (Kim et Nofsinger, 2007). Notre proxy du risque (Beta) est estimé à partir du CAPM sur la base des données hebdomadaires des 12 mois précédant le 31 décembre de chaque année.

- ***Âge***

L'âge, tout comme la taille, est un proxy de visibilité et de risque. En effet, une entreprise qui existe depuis longtemps est en soi un signe de sa bonne santé financière, et est donc considérée comme moins risquée par rapport à celles nouvellement créées. L'âge est également synonyme de visibilité, de notoriété et d'image que l'entreprise ait pu construire pendant ses années d'existence. Il ressort comme un facteur déterminant des préférences des investisseurs institutionnels dans certaines études antérieures (Falkenstein, 1996 ; Gompers et Metrick, 2001 ; Yan et Zhang, 2009). Nous mesurons l'âge par le biais du nombre d'années correspondant à l'historique de cotation du titre.

---

<sup>31</sup> D'autres mesures de risque sont présumées affecter l'actionnariat, telles que le risque idiosyncratique et le risque total mesuré par la variance des rendements mensuels. L'inclusion de ces variables dans le modèle de régression n'affecte globalement pas la qualité des résultats obtenus.

- ***Market-to-book***

Le ratio market-to-book est usuellement désigné comme un critère de choix de portefeuille et/ou de style d'investissement pour distinguer entre les valeurs de rendement (ratio faible) et les valeurs de croissance (ratio élevé). La mise en évidence d'une prime de rendement se traduisant par une rentabilité plus forte des titres associés à un ratio market-to-book faible a semblé justifier la supériorité des stratégies de rendement sur les stratégies de croissance. Cette croyance a toutefois été nuancée par l'observation du phénomène de retour à la moyenne mettant en doute le bien-fondé des stratégies basées sur ces considérations. De plus, la diversité des investisseurs institutionnels rend difficile la prédiction de leur choix sur la base du critère market-to-book. Les résultats des études précédentes sont également mitigés et montrent une préférence tantôt pour les valeurs de rendement (Falkenstein, 1996 ; Yan et Zhnag, 2009) tantôt pour les titres de croissance (Shefrin et Statman, 1995 ; Bennett et al., 2003). Nous définissons le ratio market-to-book par le rapport de la capitalisation boursière de fin d'année à la valeur comptable des capitaux propres.

- ***Liquidité***

Toutes les catégories d'investisseurs sont concernées par la liquidité, avec toutefois des degrés de sensibilités différents. Dans la mesure où la liquidité ou l'illiquidité reflète les coûts de transactions implicites supportés par les investisseurs, nous pouvons nous attendre à ce que les investisseurs institutionnels dont la fréquence et le volume des transactions sont conséquents, soient plus concernés par la liquidité des titres. Deux mesures de liquidité sont introduites dans le modèle de régression. La variable volume représente le turnover annuel calculé par le rapport de la moyenne annuelle du nombre d'actions échangées quotidiennement et le nombre total d'actions en circulation au 31 décembre. La deuxième variable est le prix, définie par le logarithme de la moyenne annuelle des cours de clôture. Un niveau de prix faible est associé à une fourchette de cotation plus large et des coûts de transactions plus élevés (Falkenstein, 1996 ; Gompers et Metrick, 2001 ; Yan et Zhnag, 2009).

- **Rentabilité économique**

C'est le résultat net rapporté à l'actif total de l'entreprise. La rentabilité économique (*Return On Assets*) est un indicateur d'efficacité et de performance comptable communément utilisé dans l'analyse des préférences des investisseurs. Toutefois, les études empiriques ne sont pas unanimes quant à l'impact de la performance économique sur le choix de portefeuille. Coval et Moskowitz (1999) trouvent que les fonds américains sont surpondérés en titres présentant de faibles performances comptables. Frieder et Subrahmanyam (2005) ont par contre validé un effet ROA positif pour les investisseurs institutionnels. Tandis que Grullon et al. (2004) ne trouvent pas d'effet significatif sur le choix des investisseurs<sup>32</sup>.

- **Rendement de l'action (dividend yield)**

De point de vue fiscal, le versement de dividende entraîne un désavantage fiscal pour les investisseurs qui le perçoivent parce qu'il est imposé plus lourdement que les gains en capital. Ceci devrait désinciter les entreprises dont l'essentiel des actionnaires est composé d'investisseurs individuels à verser moins de dividendes, par opposition aux entreprises dont la base prédominante d'investisseurs est composée d'institutions exemptes de taxes<sup>33</sup>. Par ailleurs, la préférence des investisseurs institutionnels pour le dividende peut traduire un souci de conformité avec les règles de prudence prévalant dans la profession (Grinstein et Michaely, 2005). En investissant dans les entreprises qui versent un dividende, ils envoient un signal de bon monitoring et de performance supérieure (Allen et al., 2000). De point de vue empirique, les résultats des travaux antérieurs sont mitigés et moins confirmatoires en ce qui concerne surtout les investisseurs individuels (Jain, 2007). Quoi qu'il en soit, nous contrôlons pour les dividendes en utilisant comme variable explicative le rendement de l'action (*dividend yield*), calculé au 31 décembre de chaque année.

---

<sup>32</sup> En matière de performance boursière, les investisseurs pourraient être influencés par les rendements des titres au cours des 12 derniers mois, selon qu'ils soient des suiveurs de tendance (momentum) ou contre-tendance (contrarian). Cependant, l'inclusion d'une variable *momentum* dans notre modèle n'a aucun impact sur l'actionnariat et sur la qualité des résultats en général.

<sup>33</sup> A titre d'exemple, les fonds de pension américains bénéficient d'une exonération totale de leurs revenus perçus sous forme de dividendes, et ce dans le l'objectif d'encourager l'épargne retraite et d'éviter le problème de la double taxation.

- ***Dettes***

La présence des investisseurs institutionnels dans le capital peut se substituer à l'endettement dans l'optique de discipliner les dirigeants et limiter leur comportement opportuniste. En effet, la théorie d'agence prédit une relation négative entre la propriété institutionnelle et l'endettement, en situation de free cash-flow, c'est-à-dire dans les entreprises présentant des opportunités de croissance faibles. En revanche, la relation entre ces deux variables est complémentaire dans les entreprises présentant plus d'opportunités de croissance et moins de conflits d'agence. Cette hypothèse est confirmée par Wu (2004) dans le contexte japonais pour la période 1992-2000, contrairement à l'étude de Nekhili et al. (2009) qui la rejette sur la base d'un échantillon composée de 123 entreprises françaises cotées en 2004. D'autre part, Coval et Moskowitz (1999) justifie la prédominance d'entreprises endettées dans les portefeuilles des fonds mutuels américains par la détention d'une information privilégiée. Notre proxy d'endettement est mesuré par le rapport des dettes totales à l'actif total de fin d'année.

## **1.4. Méthodologie et résultats des tests**

L'objectif de notre étude est, rappelons-le, de tester l'hypothèse de familiarité sur les entreprises françaises cotées en bourse. Il s'agit, en particulier, d'analyser la relation entre l'actionnariat individuel et le degré de notoriété des entreprises. L'échantillon est constitué des entreprises du SBF-120 à la date du 31 décembre 2007, pour lesquelles nous avons collecté des données comptables, boursières et d'actionnariat pour la période 2005 à 2009. Les données relatives à l'actionnariat proviennent de la base de données Thomson Financial (Thomson One Banker Ownership). Les données comptables et boursières ont été extraites à partir des bases Worldscope et Datastream, respectivement. Les scores de notoriété sont construits sur la base d'une enquête que nous avons conduite durant le premier semestre de 2008. Bien qu'ils dérivent d'une seule enquête ponctuelle, nous supposons qu'ils restent inchangés sur les cinq années constituant la période du test. Tenant compte de la disponibilité des données, notre échantillon final compte 528 observations firme/année. Sous l'hypothèse de familiarité, nous prédisons une relation positive et significative entre le degré de notoriété et la participation individuelle dans le capital flottant.

### ***1.4.1. Statistiques descriptives***

Le tableau 2, présentant quelques statistiques descriptives, fait ressortir une notoriété moyenne des entreprises présente dans l'échantillon de 1,6 pour un score maximum de 3 (médiane = 1,8). Les investisseurs individuels détiennent en moyenne 61% du flottant (39% d'actionnariat institutionnel, réciproquement). Nous pouvons aussi observer que les entreprises de l'échantillon sont moyennement mûres (la moyenne ainsi que la médiane sont autour de 19 ans), plutôt défensives (Beta médian = 0,75) et affichent un potentiel de croissance plutôt modéré (M/B médian = 1,9).

**Tableau 2** : Statistiques descriptives des principales variables

	Moyenne	Ecart-type	Min	Médiane	Max
Actionnariat individuel (%)	60,88	17,67	0	63,64	97,59
Notoriété	1,58	1,03	0	1,79	3
Taille (Cap. boursière en Md€)	12,04	20,57	0,11	4	148,47
Beta	0,79	0,4	0,02	0,75	2,34
Age	19,77	11,24	1	18,42	39
Market-to-book	2,36	1,73	0,21	1,88	11,76
Volume	4,26	3,04	0,07	3,7	23,21
Rentabilité économique	5,05	6,82	-47,2	4,88	49,25
Rendement de l'action	2,47	1,86	0	2,37	13,51
Endettement	26,38	15,96	0	24,04	73,71
Prix (€)	43,45	33,5	2,03	35,76	394,95

La matrice des variances-covariances (coefficients de Pearson), présentée dans le tableau 3, permet une analyse deux à deux des corrélations entre les différentes variables. Il en ressort que l'actionnariat individuel est positivement corrélé au score de la notoriété (corr. =0,18) et à la taille (corr. =0,19). Comme prévu, les variables taille et notoriété sont fortement corrélées (corr.= 0,48), ce qui pose *a priori* un problème de multicollinéarité dans l'analyse multivariée. Pour compléter le diagnostic nous avons procédé au calcul de l'indicateur d'inflation de la variance (Variance Inflation Factor, VIF)<sup>34</sup>. Ce test nous a permis de nous assurer d'un niveau de colinéarité tolérable entre les variables explicatives qui n'est pas susceptible de biaiser les estimations des modèles.

<sup>34</sup> Le test VIF consiste à régresser chacune des variables explicatives sur les autres, afin d'évaluer quelle part de la variance d'une variable explicative est indépendante des autres variables explicatives. La statistique « VIF » au niveau de la variable, indique un problème de multicollinéarité pour une valeur supérieure ou égale à 10 et/ou lorsque la moyenne des VIFs est supérieure ou égale à 2. En dessous de ces seuils, il est considéré que l'impact de la multicollinéarité n'est pas inquiétant et que toutes les variables explicatives peuvent donc être conservées dans le modèle de régression.

**Tableau 3** : Matrice des corrélations

	Act. Individ.	Notoriété	Taille	Beta	Age	M/B	Volume	Rent. Éco.	Rend. action	Endettement	Prix
Act. Individ.	1										
Notoriété	0,179	1									
Taille	0,187	0,482	1								
Beta	0,166	0,025	-0,009	1							
Age	0,068	0,281	0,121	-0,051	1						
M/B	-0,075	-0,158	-0,009	-0,109	-0,163	1					
Volume	0,001	0,116	-0,02	0,25	0,095	-0,259	1				
Rent. Eco.	0,003	-0,026	0,045	-0,094	0,065	0,245	-0,198	1			
Rend. action	-0,066	0,099	0,189	-0,07	0,149	-0,233	-0,099	0,184	1		
Endettement	-0,081	-0,101	-0,127	0,003	0,049	-0,094	-0,051	-0,008	0,064	1	
Prix	0,025	-0,083	0,108	-0,113	0,136	0,088	-0,155	0,259	0,203	0,054	1

### **1.4.2. Méthodologie et analyse empirique**

#### **a. Analyse univariée**

Dans un premier temps, nous proposons d'examiner les détentions moyennes des actionnaires individuels en fonction du degré de notoriété des entreprises. Pour ce faire, nous répartissons l'échantillon en deux groupes sur la base de la notoriété médiane. Un test de différence de moyennes permet de comparer les participations individuelles dans les deux groupes. Les résultats de ce test, rapportés dans le Panel A du tableau 4, rejettent l'hypothèse nulle suivant laquelle l'actionnariat individuel ne varie pas significativement entre les deux groupes : les entreprises de forte notoriété affichent une participation moyenne d'investisseurs individuels de l'ordre de 64%, soit 5% de plus que les sociétés de faible notoriété (la différence étant significative au seuil de 1%). Ce résultat confirme l'hypothèse de familiarité (H1-a), mais semble être porté par la période relative à 2005-2006 qui a précédé la crise financière de 2007-2008. Le Panel A du tableau 4 montre aussi une plus forte notoriété chez les entreprises de grande taille, confirmant la forte corrélation entre les variables taille et notoriété. Ce résultat n'est pas surprenant quand on sait que les plus grosses compagnies bénéficient d'une meilleure visibilité et d'une couverture médiatique plus large.

Dans un second temps, nous contrôlons l'effet taille par le biais d'un test de différence de moyennes conduit sur des quartiles de capitalisations boursières. Le Panel B du tableau 4 permet de comparer les moyennes de l'actionnariat individuel dans chacun des sous-quartiles sur la base du critère de notoriété. Nous constatons, tout d'abord, que les détentions des actionnaires individuels augmentent en fonction de la taille: elles sont de l'ordre de 58% dans le quartile des petites capitalisations contre 67% dans le quartile supérieur. Notons aussi que l'actionnariat individuel est plus élevé dans les sous-groupes à forte notoriété, quelque soit le quartile. Toutefois, seule la différence de moyennes dans le quartile inférieur (petites capitalisations) est statistiquement significative au seuil de confiance de 1%. Ce résultat conforte l'hypothèse (H2-a) et montre que l'effet de notoriété importe davantage en situation d'asymétrie d'information.

A titre d'illustration, le groupe Club Méditerranée, société de services commercialisant des voyages sous la marque Club MED dont la renommée dépasse les frontières françaises, figure parmi les sociétés les plus connues de l'échantillon (score



NOT=2,95). Malgré sa taille relativement petite (quartile Q1), ce groupe présente un actionnariat dispersé avec une participation des actionnaires individuels dans le flottant de l'ordre de 46% entre 2005 et 2006, atteignant 50,3% en 2009. Ce chiffre chute à près de 22% en 2007-2008, période coïncidant avec une forte baisse des marchés financiers suite à la crise des subprimes. L'analyse univariée apporte un support en faveur du biais de familiarité dans la mesure où les investisseurs individuels semblent privilégier les titres des entreprises à forte notoriété. Pour autant, ce résultat reste à nuancer, dans la mesure où d'autres facteurs peuvent influencer le choix des investisseurs et doivent donc être pris en compte dans l'analyse multivariée.

**Tableau 4** : Test de différence de moyennes de l'actionnariat individuel entre les groupes à forte vs. faible notoriété (Panel A) et par quartile de capitalisation boursière (Panel B)

(Panel A)

Notoriété	Actionnariat individuel%			Capitalisation boursière (M€)		
	Faible	Forte	Différence (Forte-Faible)	Faible	Forte	Différence (Forte-Faible)
2005	59,69	71,08	11,39***	2 805,12	21 149,15	18 344,03***
2006	61,54	71,18	9,64***	3 762,83	25 154,31	21 391,48***
2007	55,37	57,14	1,76	3 671,61	25 875,86	22 204,24***
2008	58,32	58,74	0,41	2 161,59	14 876,23	12 714,64***
2009	60,22	60,33	0,11	3 092,09	18 851,17	15 759,08***
2005-2009	58,7	63,75	5,06***	3 070,12	21 046,4	17 976,27***

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)

(Panel B)

Notoriété	Capitalisation boursière			
	Petites cap. n=135	Q2 n=134	Q3 n=134	Grandes cap. n=135
Faible	51,79	56,69	62,41	64,75
Forte	63,84	57,32	65,04	68,34
Total	57,68	56,99	63,71	66,5
Différence (Forte-Faible)	12,05***	0,64	2,62	3,6

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)

## b. Analyse multivariée

L'analyse multivariée implique l'étude de l'effet de notoriété des entreprises sur l'actionnariat individuel en tenant compte des effets multiples et simultanés de diverses variables explicatives. La méthodologie à suivre est celle des données de panel, de type longitudinal, regroupant les observations des entreprises du SBF-120 sur la période 2005-2009. Le modèle que nous cherchons à estimer est de type :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it} \quad (1)$$

$y$  : la variable dépendante,

$x_1, x_2, \dots, x_k$  : les variables explicatives,

$a_i$  : les effets individuels qui supposent la non-uniformité des comportements des entreprises<sup>35</sup>

$u_i$  : le terme d'erreur

Les données de panel requièrent des techniques d'estimations robustes aux problèmes spécifiques aux régressions en coupe transversale et en séries temporelles. En particulier, le biais inhérent à l'hétérogénéité inobservée peut être traité dans un modèle à effets fixes, qui permet de contrôler les caractéristiques propres à l'entreprise qu'on n'observe pas mais qui affectent la variable endogène. Ces caractéristiques sont fixes et ne varient pas dans le temps, d'où l'appellation effets fixes. La technique d'estimation des modèles à effets fixes la plus courante (notamment en présence d'un grand nombre d'individus/firmes) consiste à centraliser les variables explicatives sur leurs moyennes respectives, ceci revient à neutraliser tout effet individuel fixe (la méthode Within)<sup>36</sup>. L'utilisation d'un modèle à effets fixes est toutefois inappropriée dans le cadre de notre analyse, pour la simple raison est que notre variable d'intérêt (notoriété) ne varie pas dans le temps. Notre modèle est davantage spécifié comme suit :

$$\text{Actionnariat} - \text{individuel}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Notoriété}_i + \beta_2 X_{it} + a_i + u_{it} \quad (2)$$

---

<sup>35</sup> Les effets individuels se traduisent par une constante propre à chaque individu/firme.

<sup>36</sup> L'estimateur LSDV (least square dummy variables) consistant à inclure des variables indicatrices de type binaire pour chaque individu/entreprise produit des résultats identiques qu'avec un estimateur Within.

Le modèle à effets aléatoires, appelé également modèle à erreur composée, modélise l'hétérogénéité inobservée en ayant l'avantage de permettre d'introduire et d'estimer des variables explicatives atemporelles. Son inconvénient est toutefois de faire l'hypothèse forte sur les facteurs inobservés qui doivent être strictement non-corrélés avec les variables explicatives, autrement dit toute forme d'hétérogénéité pouvant induire une corrélation entre les résidus et les variables explicatives est interdite, la corrélation des termes d'erreur dans le temps ne pose pas de problème.

Le terme d'erreur est composé d'un effet individuel et d'un terme d'erreur pur (équation 3). L'on peut considérer une troisième composante représentant l'effet temps. De toutes les manières, nous tenons compte de l'effet temps par l'ajout aux variables explicatives des indicatrices associées à la période  $t$ . L'équation (4) traduit l'hypothèse restrictive qu'impose le modèle à effets aléatoires quant à la non-corrélation entre les effets individuels et les variables exogènes.

$$v_{it} = a_i + u_{it} \quad (3)$$

$$Cov(x_{itj}, a_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T; j = 1, 2, \dots, k. \quad (4)$$

Des tests de spécification ont été réalisés en aval des régressions afin de s'assurer que la modélisation des effets aléatoires se prête bien à nos données. En l'occurrence, un test d'Hausman (1978) sert à discriminer entre les deux modèles, effets fixes versus effets aléatoires. Les résultats de ce test nous réconfortent dans notre choix du modèle à effets aléatoires (annexe 2).

Si les effets inobservés s'avèrent indépendants des variables exogènes, une simple régression par moindres carrés ordinaires (MCO) sur des données empilées (pooled cross-section) peut convenir, seulement si les résidus sont non auto-corrélés. Or, nous savons que les séries chronologiques présentent vraisemblablement un risque d'auto-corrélation des termes d'erreur, dans quel cas l'estimation MCO conduira à des statistiques incorrectes. Les économètres proposent la technique des moindres carrés généralisés (MCG) pour traiter l'auto-corrélation temporelle des termes d'erreur. La transformation effectuée sur le modèle s'apparente à celle d'un modèle à effets fixes, dans la mesure où l'on retranche de chaque variable ( $\bar{X}$ ) une fraction de sa moyenne ( $\lambda \bar{X}$ ) dont le terme lambda (compris entre 0 et 1) est défini comme suit :

$$\lambda = 1 - \left[ \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_a^2) \right]^{1/2} \quad (5)$$

La transformation du modèle est présentée dans l'équation (6) qui montre bien que l'estimateur du modèle à effets aléatoires est en fait un intermédiaire entre un estimateur à effets fixes ( $\lambda = 1$ ) et un estimateur MCO sur données empilées ( $\lambda = 0$ ).

$$y_{it} - \lambda \bar{y}_i = \beta_0(1 - \lambda) + \beta_1(x_{it1} - \lambda \bar{x}_{i1}) + \dots \\ + \beta_k(x_{itk} - \lambda \bar{x}_{ik}) + (v_{it} - \lambda \bar{v}_i) \quad (6)$$

Le test du Multiplicateur de Lagrange (LM) de Breusch et Pagan (1980) permet de trancher entre l'estimateur MCO et l'estimateur MCG. Les résultats de ce test, que nous rapportons en annexe 2, valident l'existence d'effets individuels aléatoires. Notons, par ailleurs, que les tests d'hypothèse sur les coefficients estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

#### ***1.4.3. L'effet modérateur de la crise financière sur le biais de familiarité***

Nous présentons dans le tableau 5 les résultats des régressions réalisées sur la période totale 2005-2009 (modèle 1), et sur les deux sous-périodes : la période avant la crise financière de 2005-2006 (modèle 2) et la période pendant/après la crise de 2007-2009 (modèle 3). Sur l'ensemble de la période (modèle 1), nous relevons un coefficient estimé non significatif de la variable de notoriété, qui nous amène à infirmer l'hypothèse de familiarité (H1-a) et son alternative (H1-b). Ce résultat rejette l'affirmation que les décisions d'investissement des investisseurs individuels et/ou des investisseurs institutionnels puissent être affectées par la notoriété des entreprises. Par ailleurs, les coefficients associés à la taille et au market-to-book sont significatifs aux seuils de 5 et 1% respectivement. Ils confirment une tendance chez les investisseurs individuels à préférer les grandes capitalisations (coefficient taille positif) et les titres de rendement (coefficient market-to-book négatif) pouvant traduire un comportement d'investissement prudent et défensif. Réciproquement, du fait que l'actionnariat individuel a été défini comme la partie complémentaire de la participation institutionnelle dans le capital flottant, ces résultats s'interprètent comme une plus grande tendance, chez les investisseurs institutionnels, à préférer les petites entreprises et les titres présentant un potentiel de croissance élevé (Frieder et Subrahmanyam, 2005). De plus, le coefficient associé à la rentabilité économique étant négatif et significatif au seuil de 5%, révèle une relative supériorité des investisseurs institutionnels à sélectionner les entreprises les plus rentables par rapport aux

investisseurs individuels dont l'expérience et l'accès à l'information sont limités. Ce résultat corrobore ceux de Frieder et Subrahmanyam (2005) pour le marché américain et Kang et Stulz (1997) pour l'actionnerait institutionnel étranger dans les entreprises japonaises. Notons par ailleurs que les variables indicatrices du temps sont négatives et significatives pour les années 2007 à 2009, marquant le rôle important du facteur temporel à expliquer le repli de la participation individuelle durant cette période.

**Tableau 5** : Estimation par les moindres carrés généralisés (MCG) de l'impact de notoriété sur l'actionnariat individuel

Variable dépendante: Pourcentage du capital détenu par les investisseurs individuels dans le flottant						
	(1) 2005-2009		(2) 2005-2006		(3) 2007-2009	
	Coeff.	P-value	Coeff.	P-value	Coeff.	P-value
Notoriété	-0,13	0,94	3,21 *	0,10	-0,72	0,71
Log (Taille)	2,64**	0,03	2,31	0,17	2,26*	0,08
Beta	-0,89	0,64	0,16	0,96	-1,45	0,50
Log (Age)	1,93	0,54	2,58	0,36	0,04	0,98
Market-to-Book	-1,68***	0,00	0,03	0,97	-1,14*	0,07
Volume	0,42	0,23	0,38	0,40	-0,02	0,96
Rentabilité économique	-0,29**	0,04	0,11	0,46	-0,19*	0,09
Rendement action	-0,13	0,76	-0,54	0,66	0,02	0,95
Endettement	-0,08	0,19	-0,10	0,31	-0,06	0,41
Log (Prix)	0,10	0,95	-2,55	0,34	-1,24	0,48
Constante	45,2***	0,00	43,74***	0,00	48,13***	0,00
2006	1,23	0,43	1,28	0,31		
2007	-10,64***	0,00				
2008	-8,29***	0,00			2,85*	0,06
2009	-7,74***	0,00			3,16*	0,05
R <sup>2</sup> within	0,201		0,041		0,123	
R <sup>2</sup> between	0,044		0,163		0,036	
R <sup>2</sup> total	0,090		0,173		0,046	
Nbre. Obs.	528		199		329	

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)

Afin d'isoler l'effet de la crise financière sur les décisions d'investissement, nous présentons les estimations relatives aux deux sous-périodes : avant et après la crise (modèles 2 et 3). Les résultats tendent à confirmer l'existence d'un effet de notoriété sur les comportements d'investissement hors période de crise, conformément aux statistiques établies dans le cadre de l'analyse univariée (cf. section 1.4.2). En effet, seule la spécification (2) du tableau 5, correspondant à la période 2005-2006, montre un coefficient de notoriété estimé positif et significatif (au seuil de 10%), en accord avec l'hypothèse de familiarité (H1-a). L'absence d'un effet de notoriété sur la période 2007-2009 laisse penser qu'il s'agit tout d'abord d'un changement au niveau de l'aversion au risque des investisseurs et de leur attitude vis-à-vis des marchés des actions, suite aux chocs liés à la crise financière. En effet, une majeure partie des épargnants français ont subi une perte de valeur substantielle de leur patrimoine liée à la baisse du marché des actions, et ont donc préféré se tourner vers les marchés obligataires, en témoignent plusieurs enquêtes<sup>37</sup>. Aussi, le recul de l'actionnariat individuel après la crise peut traduire un comportement vendeur dominant sur un fond de pessimisme et de prudence accrus (Barber et Odean, 2008)<sup>38</sup>. Or, nous savons que l'heuristique de familiarité intervient lors du processus de sélection et d'achat des titres et non lors de la vente, dans la mesure où l'achat implique un choix d'alternatives infinies par opposition à la vente dont les options se limitent aux titres qui se trouvent déjà en possession de l'investisseur. L'influence de l'heuristique de familiarité se fait plus ressentir face aux risques haussiers.

#### ***1.4.4. Le biais de familiarité en situation d'asymétrie d'information***

Cette section a pour objectif de tester l'hypothèse H2 prédisant un biais de familiarité plus prononcé en situation d'asymétrie d'information. Les entreprises de petite taille qui sont plus sujettes à l'incertitude et au déficit informationnel offrent un cadre approprié pour tester cette hypothèse. Pour ce faire, une régression multivariée a été conduite pour les sous-groupes représentant les petites et les grandes entreprises ; ces deux

---

<sup>37</sup> Selon une enquête TNS Sofres, plus de 2,2 millions de particuliers ont quitté les marchés depuis fin 2008. La population des investisseurs individuels en France a fortement régressé durant la dernière décennie, en raison de la crise Internet en 2000 et la crise des subprimes en 2007-2008 qui ont ébranlé la confiance des petits porteurs.

<sup>38</sup> Barber et Odean (2008) trouvent que les investisseurs individuels sont des acheteurs nets des titres qui ont fait récemment l'actualité. Ce biais de comportement qu'ils qualifient d'effet d'attention ne rentre en compte que lors des décisions d'achat, même dans le cas où la vente à découvert est permise. L'attention tout comme la familiarité est une heuristique permettant d'apporter une réponse au problème de recherche d'information auquel fait face l'investisseur lors de l'acte d'achat.

sous-échantillons représentent respectivement le premier quartile (1/4 de l'effectif) et les quartiles supérieurs (3/4 de l'effectif) des capitalisations boursières de l'échantillon initial. Le tableau 6 fournit les résultats des estimations de l'actionnariat individuel suivant la technique des moindres carrés généralisés avec effets aléatoires relatives aux quartiles inférieur et supérieur (modèles 4 et 5, respectivement). Le proxy relatif au score de notoriété a été substitué par une variable binaire valant 1 pour les entreprises de forte notoriété (score de notoriété au dessus de la médiane) et zéro sinon. Il convient de souligner que la corrélation entre la taille et la notoriété est nettement moins élevée dans le sous-échantillon des petites capitalisations puisque le coefficient de corrélation est passé de 0,48 dans l'échantillon total à 0,20 dans le quartile inférieur (il est de l'ordre de 0,45 dans le quartile supérieur). Par conséquent, nos résultats sont moins susceptibles de faire l'objet d'un potentiel biais de colinéarité.

Les résultats du tableau 6 corroborent ceux dégagés de l'analyse univariée, puisque seul le quartile inférieur relatif aux petites capitalisations (modèle 4) affiche un effet de notoriété positif, avec un coefficient estimé (coeff.=13,24) largement supérieur et significatif (au seuil de 5%). Il est à remarquer aussi que l'effet de notoriété est deux fois plus important que l'effet taille (coeff.=6,22) pour ce même quartile. Ainsi, dans une population d'entreprises de taille relativement petite, la notoriété devient un facteur clé dans le choix de portefeuille des investisseurs individuels. Ce résultat permet de valider l'hypothèse (H2-a) qui stipule l'usage de l'heuristique de familiarité en situation d'asymétrie d'information et soutient l'explication comportementale du biais de familiarité.

**Tableau 6** : Estimation par les moindres carrés généralisés (MCG) de l'impact de notoriété des petites et grandes entreprises sur leurs actionnariats individuels respectifs

Variable dépendante: Pourcentage du capital détenu par les investisseurs individuels dans le flottant				
	Modèle (4) Petites cap.		Modèle (5) Grandes cap.	
	Coeff.	P-value	Coeff.	P-value
Notoriété (binaire)	13,24**	0,02	-2,48	0,51
Log (Taille)	6,22*	0,09	3,47**	0,03
Beta	-4,93	0,18	0,74	0,75
Log (Age)	-5,13	0,17	2,93*	0,09
Market-to-Book	-1,96**	0,03	-0,92	0,22
Volume	0,28	0,57	0,15	0,71
Rentabilité économique	-0,66***	0,00	-0,14	0,33
Rendement action	0,00	0,99	-0,25	0,63
Endettement	-0,04	0,73	-0,06	0,46
Log (Prix)	-3,87	0,21	0,58	0,77
2006	-0,86	0,79	1,40	0,44
2007	-9,23**	0,03	-10,56***	0,00
2008	-4,34	0,25	-7,93***	0,00
2009	-7,18*	0,07	-7,40***	0,00
Constante	48,89**	0,03	30,65**	0,02
R <sup>2</sup> within	0,286		0,225	
R <sup>2</sup> between	0,170		0,075	
R <sup>2</sup> total	0,243		0,134	
Nbre. Obs.	134		394	

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1).



## **1.5. Conclusion**

Une récente littérature théorique et empirique s'est développée autour du biais de familiarité, ses implications directes sur les comportements décisionnels des individus et ses implications indirectes sur l'entreprise. Le biais de familiarité traduit une propension excessive à investir dans les entreprises associées à un sentiment de familiarité. La proximité et la visibilité étant les attributs de familiarité les mieux établis, nous nous basons sur la visibilité des entreprises induite par leur notoriété et nous proposons d'analyser l'effet de notoriété sur la structure de propriété, en étudiant, précisément, la relation entre l'actionnariat individuel et la notoriété des entreprises. Une relation positive signifie une préférence des investisseurs individuels pour les titres familiaux. Réciproquement, une relation négative indique une préférence des investisseurs institutionnels pour les titres familiaux. Le cadre d'analyse choisi étant celui des entreprises françaises qui composaient l'indice SBF-120 au 31 décembre 2007 ; la période du test s'étalant de 2005 à 2009 et incluant la crise des subprimes survenue en 2007.

Les résultats sont contrastés et semblent être affectés par la période d'estimation. Si l'hypothèse de familiarité est invalidée sur la période totale, l'effet de notoriété se révèle positif et significatif sur la période d'avant-crise : 2005-2006. Notre interprétation de ce résultat est que les comportements d'achat ont été largement altérés pendant la crise en raison des chocs qu'ont subis les portefeuilles des investisseurs. La participation individuelle a d'ailleurs reculé sur cette période témoignant d'une prédominance des ventes sur les achats. Or, le biais de familiarité caractérise davantage le comportement d'achat puisqu'il implique un biais dans la sélection des titres, et est, par conséquent, plus manifeste en dehors des crises.

Le deuxième résultat qui ressort de notre étude montre un effet de notoriété plus large et statistiquement plus significatif pour les petites capitalisations qui s'interprète comme suit : les gains associés à la notoriété sont plus perceptibles pour les petites entreprises et permettent de compenser leur taille. Ce résultat est en ligne avec les travaux antérieurs qui montrent que les biais comportementaux sont exacerbés en situation de forte incertitude. Dans l'ensemble nos résultats semblent confirmer que les investisseurs individuels, plus que les investisseurs institutionnels, sont sujets au biais de familiarité, et tendent à favoriser l'explication comportementale sur la thèse rationnelle.

Par ailleurs, notre étude contribue à mesurer la capacité des entreprises à élargir leur base actionnariale par le biais de leur notoriété, ce qui aurait pour conséquences de faciliter l'accès au capital et réduire le coût de financement sur les marchés. Elle fait également écho aux travaux de recherche qui ont mis en évidence l'opportunisme des entreprises consistant à tirer avantage des biais comportementaux des investisseurs (Cooper et al. 2001, 2005 ; Lou, 2013).

Enfin, il convient de souligner que nos résultats sont étroitement tributaires de la mesure de notoriété issue de l'enquête que nous avons menée auprès d'un jeune public d'étudiants constituant de potentiels investisseurs. L'utilisation d'autres mesures de notoriété serait un plus. Aussi, étendre la problématique vers l'étude de l'image de l'entreprise dans une approche multidimensionnelle constitue une voie future de recherche.

## Bibliographie

- Aaker D.A. (1994) *Le Management du capital de marque*. Dalloz.
- Allen F., Bernardo A.E. & Welch I. (2000) A theory of dividends based on tax clienteles, *Journal of Finance*, 55(6), 2499–2536.
- Arbel A., Carvell S. & Strebel P. (1983) Giraffes, institutions, and neglected firms, *Financial Analysts Journal*, Mai/Juin, 39(3), 57-63.
- Aubert N. & Rapp T. (2008) Les salariés actionnaires: pourquoi investissent-ils dans leur entreprise? *Finance Contrôle Stratégie*, 11(4), 87-110.
- Barber B.M. & Odean T. (2008) All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors, *Review of Financial Studies*, 21(2), 785-818.
- Benartzi S. (2001) Excessive extrapolation and the allocation of 401 (k) accounts to company stock, *Journal of Finance*, 56(5), 1747-1764.
- Bennett J.A., Sias R.W. & Starks L.T. (2003) Greener pastures and the impact of dynamic institutional preferences, *Review of Financial Studies*, 16(4), 1203-1238.
- Breusch T.S. & Pagan A.R. (1980) The Lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Bushee B. & Miller G. (2012) Investor relations, firm visibility, and investor following, *The Accounting Review*, 87(3), 867 – 897.
- Camerer C.F., Loewenstein G. & Prelec D. (2005) Neuroeconomics: How neuroeconomics can inform economics, *Journal of Economic Literature*, 43(1), 9-64.
- Cohen L. (2009) Loyalty based portfolio choice, *Review of Financial Studies*, 22(3), 1213-1245.
- Cooper M., Dimitrov O. & Rau P.R. (2001) A Rose.com by Any Other Name, *Journal of Finance*, 56(6), 2371-2388.
- Cooper M., Khorana A., Osobov I., Patel A. & Rau P.R. (2005) Managerial actions in response to a market downturn: Corporate name changes during the dot.com decline, *Journal of Corporate Finance*, 11, 319-335.
- Coval J.D. & Moskowitz T.J. (1999) Home bias at home: Local equity preference in domestic portfolios, *Journal of Finance*, 54(6), 2045-73.

- Driscoll K., Malcolm J., Sirul M. & Slotter P. (1995) Gallup survey of defined contribution plan participants, John Hancock Financial Services.
- Falkenstein E. (1996) Preferences for stock characteristics as revealed by mutual fund portfolio holdings, *Journal of Finance*, 51(1), 111-135.
- Fama E. & French K. (1993) Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Faugère C. & Shawky H.A. (2003) Volatility and institutional investor holdings in a declining market: A study of NASDAQ during the year 2000, *Journal of Applied Finance*, 13(2), 32-42.
- Fehle F., Tsyplakov S. & Zdorovtsov V. (2005) Can companies influence investor behaviour through advertising? Super Bowl commercials and stock returns, *European Financial Management*, 11(5), 625-648.
- French K. & Poterba J.M. (1991) Investor diversification and international equity markets, *American Economic Review*, 81(2), 222-26.
- Frieder L. & Subrahmanyam A. (2005) Brand perceptions and the market for common stock, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(1), 57-85.
- Galy N., Germain L., Hilton D. et Mathes R. (2006) Recommandations sur les titres, média et valeur de marché, Conférence de l'AFFI (Association Française de Finance), Poitiers, juin 2006.
- Gigerenzer G. (2004) Fast and frugal heuristics: The tool for bounded rationality. In Koehler D.J. & Harvey N. (eds.) *Blackwell Handbook of Judgment and Decision Making*. Malden: MA, Blackwell Publishing.
- Goldstein D.G. & Gigerenzer G. (2002) Models of ecological rationality: the recognition heuristic, *Psychological Review*, 109(1), 75-90.
- Gompers P.A. & Metrick A. (2001), Institutional investors and equity prices, *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 228-259.
- Grinblatt M. & Keloharju M. (2001) How distance, language, and culture influences stockholdings and trades, *Journal of Finance*, 56(3), 1053-1073.
- Grinblatt M., Masulis R. & Titman S. (1984) The valuation of stock splits and stock dividends, *Journal of Financial Economics*, 13, 461-490.
- Grinstein Y. & Michaely R. (2005) Institutional holdings and payout policy, *Journal of Finance*, 60(3), 1389-1426.

- Grullon G., Kanatas G. & Weston J. (2004) Advertising, breadth of ownership, and liquidity, *Review of Financial Studies*, 17(2), 439-461.
- Hausman J.A. (1978) Specification tests in econometrics, *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Heath C. & Tversky A. (1991) Preference and belief: Ambiguity and competence in choice under uncertainty, *Journal of Risk and Uncertainty*, 4(1), 5-28.
- Hong H., Kubik J.D. & Stein J.C. (2004) Social interaction and stock-market participation, *Journal of Finance*, 59(1), 137-163.
- Huberman G. & Sengmuller P. (2004) Performance and employer stock in 401(k) plans, *Review of Finance*, 8(3), 403-443.
- Huberman G. (2001) Familiarity breeds investment, *Review of Financial Studies*, 14(3), 659-680.
- Hur J., Pritamani M. & Sharma V. (2010) Momentum and the disposition effect: The role of individual investors, *Financial Management*, 39(3), 1155-1176.
- Jain R. (2007) Institutional and individual investor preferences for dividends and share repurchases, *Journal of Economics and Business*, 59(5), 406-429
- Kadlec G.B. & McConnell J.J. (1994) The effect of market segmentation and illiquidity on asset prices: Evidence from exchange listings, *Journal of Finance*, 49(2), 611-636.
- Kahneman D., Slovic P. & Tversky A. (1982) *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*. New York: Cambridge University Press.
- Kang J. & Stulz R. (1997) Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan, *Journal of Financial Economics*, 46(1), 3-28.
- Kim K.A. & Nofsinger J.R. (2007) The behavior of Japanese individual investors during bull and bear markets, *Journal of Behavioral Finance*, 8(3), 138-153.
- Korchia M. (2004) Connaissances de la Marque: Définitions et Mesures, *Actes du 20<sup>ème</sup> congrès de l'Association Française du Marketing*.
- Korniotis G. M. & Kumar A. (2008) Superior information or psychological bias? A unified framework with cognitive abilities resolves three puzzles, Working paper, University of Texas at Austin.
- Kumar A. (2009), Hard-to-value stocks, behavioral biases, and informed trading, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(6), 1375-1401.

- Lou D. (2013) Attracting investor attention through advertising, Working paper, Yale University.
- Merton R. (1987) A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information, *Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Nekhili M., Siala-Wali A. & Chebbi D. (2009) Free cash flow, gouvernance et politique financière des entreprises françaises, *Finance Contrôle Stratégie*, 12(1), 5-31.
- Nofsinger J. & Sias R. (1999) Herding and feedback trading by institutional and individual investors, *Journal of Finance*, 54(6), 2263–2295.
- O'Brien P.C. & Bhushan R. (1990) Analyst following and institutional ownership, *Journal of Accounting Research*, 28, 55-76.
- Seasholes M.S. & Zhu N. (2010) Individual investors and local bias, *Journal of Finance*, 65(5), 1987-2010.
- Shefrin H. & Statman M. (1995) Making sense of beta, size, and book-to-market, *Journal of Portfolio Management*, 21(2), 26-34.
- Shleifer A. (1986) Do demand curves for stocks slope down?, *Journal of finance*, 41(3), 579-590.
- Wu L. (2004) The impact of ownership structure on debt financing of Japanese firms with the agency cost of free cash flow, EFMA 2004 Basel Meeting Paper.
- Yan X. & Zhang Z. (2009) Institutional investors and equity returns: Are short-term institutions better informed?, *Review of Financial Studies*, 22(2), 893-924.
- Zajonc R.B. (1968) Attitudinal effects of mere exposure, *Journal of Personality and Social Psychology*, 9(2), 1-27.
- Zhu N. (2002) The local bias of individual investors, Working paper, Yale School of Management.

## Annexes

### Annexe 1 : Scores de notoriété des sociétés du SBF-120

Les scores de notoriété des sociétés du SBF-120 sont construits sur la base d'un questionnaire administré à 140 étudiants d'une école de commerce durant le premier trimestre de 2008. Au total, 70 réponses par entreprise ont pu être collectées et exploitées. Le questionnaire comporte trois questions dont les deux premières permettent d'évaluer le degré de connaissance de l'entreprise. La troisième question interroge les sujets sur leurs préférences d'investissement. Un premier score NOT1 est calculé sur la base de la moyenne des notes attribuées dans les deux premières questions ; il oscille entre un minimum de 0 et un maximum de 3. NOT2 est la moyenne des notes attribuées aux trois questions ; elle est comprise entre 0 et 5. Les deux scores sont fortement et positivement corrélés. Les résultats des régressions présentés dans cette étude concernent toutefois NOT1, sachant que l'utilisation de NOT2 conduit aux mêmes conclusions. Le tableau suivant fournit les scores NOT1 et NOT2.

Société	NOT1	NOT2	Société	NOT1	NOT2
Accor	2,52	3,75	Casino	2,8	3,61
ADP	1,36	2,01	CGG-Verita	0,42	0,66
Air France KLM	2,95	3,8	Ciments français	1,08	1,61
Air Liquide	1,94	2,85	Club Med	2,95	3,97
Alcatel-Lucent	2,47	3,24	CNP Assurances	1,84	2,58
Alstom	2,17	3,29	Crédit Agricole	2,97	4,07
Alten	1,15	1,52	Danone	2,91	4,44
Altran	1,26	1,59	Dassault Systemes	1,63	2,54
April Group	0,58	0,89	Derichebourg	0,53	0,88
Arcelormittal	2,47	3,44	Dexia	2,08	2,86
Arkema	0,52	0,73	Eads	2,27	3,32
Atos Origin	2	2,58	EDF	2,98	4,1
AXA	2,97	4,19	EDF EN	2,67	4,06
Bénéteau	1,02	1,47	Eiffage	2,44	3,68
BIC	1,98	2,63	Eramet	0,28	0,56
BNP Paribas	2,98	4,08	Essilor Int.	1,47	1,99
Bonduelle	2,78	3,78	Euler Hermès	1,06	1,41
Bourbon	0,77	0,97	Eurazeo	0,22	0,47
Bouygues	2,97	4,3	Eurofins Scientific	0,22	0,4
Bureau Veritas	1,67	2,19	Eutelsat Com	0,56	0,88
Cap Gemini	2	2,8	Fimalac	0,19	0,39
Carbone-Lorraine	0,53	0,81	Foncière Des Régions	0,27	0,68
Carrefour	2,94	4,04	France Telecom	2,95	4,05

Société	NOT1	NOT2	Société	NOT1	NOT2
GDF	2,95	4,07	Renault	2,98	4,17
Gecina	0,28	0,58	Rexel	1,26	1,83
Gemalto	0,38	0,71	Rhodia	1,5	2,05
Groupe Eurotunnel	2,67	3,56	Safran	1,07	1,6
Groupe Steria	0,44	0,8	Saft groupe	0,17	0,48
Havas	1,39	1,79	Saint Gobain	2,02	3,1
Hermès International	1,95	2,85	Sanofi-Aventis	2,36	3,48
Icade	0,92	1,27	Schneider Electric	2,29	3,31
Iliad	0,94	1,32	Scor SE	0,17	0,52
Imerys	0,48	0,73	SEB SA	2,62	3,55
IMS	0,09	0,28	Séché Environnement	0	0,64
Ingenico	0,33	0,53	Séchélienne	0	0,36
Ipsen	0,36	0,59	SES	0,1	0,46
Ipsos	1,82	2,39	Silic	0,1	0,43
Jcdecaux	2,19	3,12	Société Générale	3	4
Klépierre	0	0,5	Sodexo	2,14	2,98
Lafarge	1,69	2,43	Soitec	0,12	0,36
Lagardère Groupe	2,1	3,24	Sperian Protection	0,02	0,26
Legrand	1,74	2,4	Stallergènes	0,07	0,4
L'Oréal	2,98	4,74	STMicroelectron	0,45	1,12
LVMH	2,12	3,62	Suez	2,6	3,95
M6	2,93	4,21	Technip	0,24	0,67
Maurel Et Prom	0	0,33	Teleperformance	0,57	1,05
Michelin	2,95	4,23	TF1	2,95	4,08
Natixis	2,24	2,88	Thales SA	1,88	2,86
Neopost	0,52	0,81	Total	2,93	4,57
Nexans	0,5	0,95	Ubisoft	2,14	3,14
Nexity	1,62	2,21	Unibail-Rodamco	0,45	0,73
Nicox	0,07	0,36	Valeo	2,14	3,1
Orpea	0,18	0,73	Vallourec	1,31	2,14
Pages jaunes	2,76	3,71	Veolia Environnement	2,74	4,05
Pernod-Ricard	2,57	3,88	Vilmorin Et CIE	0,62	1,05
Peugeot	2,95	4,33	Vinci	2,71	4,1
PPR	1,88	2,9	Vivendi	2,38	3,62
Publicis Groupe	1,79	2,45	Wendel	0,57	1,07
Remy Cointreau	1,76	2,43	Zodiac Aerospace	0,74	1,24



**Annexe 2 : Tests de spécification (sous STATA)**

Test d'Hausman (1978): effets fixes versus effets aléatoires

Le test d'Hausman permet de déceler l'existence d'éventuelles différences entre l'utilisation d'un estimateur Within (dans le cas d'un modèle à effets fixes) et d'un estimateur MCG (dans le cas d'un modèle à effets aléatoires). Etant donné que l'estimateur Within est efficient (et non forcément BLUE) quelque soit la condition sur les effets individuels (contrairement à l'estimateur MCG), Hausman (1978) teste l'hypothèse nulle de convergence des deux estimateurs (no-misspecification), auquel cas l'estimateur MCG est consistant et à variance minimale, contre l'hypothèse alternative qui tranche en faveur d'un modèle à effets fixes. En d'autres termes, il s'agit de tester si la corrélation entre les effets individuels et les variables exogènes est nulle (H0).

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b- V_B))
	Fixed	Random	Difference	S.E.
Log (Taille)	4,078	2,639	1,439	2,291
Beta	-1,152	-0,886	-0,266	0,374
Log (Age)	6,866	1,928	4,938	8,822
Market-to-Book	-2,436	-1,593	-0,843	0,255
Volume	1,047	0,417	0,631	0,188
Rentabilité éco.	-0,447	-0,290	-0,157	.
Rendement action	0,269	-0,129	0,398	0,199
Endettement	-0,119	-0,084	-0,035	0,066
Log (Prix)	0,847	0,100	0,748	2,292
Y2006	0,647	1,229	-0,582	0,938
Y2007	-12,921	-10,639	-2,283	1,213
Y2008	-11,555	-8,289	-3,266	1,864
Y2009	-10,976	-7,745	-3,231	2,697

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\chi^2(13) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 11,58$$

$$\text{Prob}>\chi^2 = 0,5621$$

(V\_b-V\_B is not positive definite)

La statistique de Chi-deux obtenue est de 11,58 ; elle suit un chi deux à 13 degrés de liberté (le modèle comporte 13 variables explicatives). Or, à 95%, le seuil est de 22,36. L'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives ne peut donc être rejetée. Le modèle à effets aléatoires doit être retenu.

Test de Breusch et Pagan (1980) : MCO versus EA (Effets aléatoires) : Test de Breusch-Pagan

Le multiplicateur de Lagrange (LM) de Breusch et Pagan (1980) est un test fondé sur les résidus des MCO, sous l'hypothèse nulle de présence d'effets aléatoires. La statistique LM suit un chi-deux à un degré de liberté. A la lecture de cette valeur dans le tableau ci-dessous, la probabilité associée au test vaut 0, l'hypothèse de présence d'effets aléatoires est acceptée.

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects:

$$\text{Actionnariat indiv.}[ID,t] = Xb + u[ID] + e[ID,t]$$

Estimated results :

	Var	sd = sqrt(Var)
Actionnariat individuel	312,188	17,669
e	107,381	10,362
u	191,986	13,856

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

$\text{chi}^2(1) = 268,78$

$\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0,0000$



## **CHAPITRE II**

### **LA POLITIQUE DE DIVIDENDE DES SOCIETES FRANÇAISES : UNE APPROCHE COMPORTEMENTALE**



*The harder we look at the dividend picture, the more it seems like a puzzle, with pieces that just don't fit together.*

Black (1976)



# La politique de dividende des sociétés françaises: une approche comportementale

### Résumé

Cette étude a pour objectif de tester la *catering theory* de Baker et Wurgler (2004a) dans le contexte français pour la période 1992-2010. La théorie prédit que les dirigeants sont incités à verser du dividende lorsque les titres des entreprises distributrices sont négociés avec une prime par rapport aux titres des sociétés non-distributrices, reflétant une préférence globale pour le dividende. Les résultats des tests empiriques confirment cette hypothèse et valident de surcroît la pertinence du sentiment dans les décisions de distribution de dividende, dans la mesure où la propension à distribuer apparaît comme fonction croissante de la prime de dividende et décroissante du sentiment de l'investisseur. De même que pour les décisions de hausse et de baisse du niveau du dividende. Nous démontrons par ailleurs que le contrôle familial tempère l'incitation des dirigeants à répondre à la demande du dividende tandis qu'une forte participation d'actionnaires institutionnels dans le capital tend à l'exacerber.

**Mots-clés :** Finance comportementale, Politique de dividende, *Catering*, Sentiment de l'investisseur

### Abstract

This study aims at testing the catering theory of Baker and Wurgler (2004a) in the French stock market between 1992 and 2010. The theory predicts that managers have incentives to pay dividends when dividend-paying stocks trade at a premium to non-dividend-paying ones, reflecting a general preference towards dividends. Our results support this hypothesis and also show that sentiment is relevant to dividend decisions, in that propensity to pay tend to increase with dividend premium and to decrease with investor sentiment. We find similar results regarding decisions to raise and reduce the level of dividend. Moreover, we show that higher family control alleviate the managerial incentive to cater to dividend demand whereas higher institutional ownership tend to exacerbate it.

**Keywords:** Behavioral finance, Dividend policy, Catering, Investor sentiment



## 2.1. Introduction

La recherche autour de la politique de dividende date de plus d'un demi-siècle. Le sujet passionne les économistes tant pour le caractère dynamique et récurrent de la décision de distribution de dividende (les dirigeants décident ou révisent leur politique de dividende sur une base régulière) que pour son imbrication avec les décisions de financement et d'investissement. Depuis les travaux pionniers de Miller et Modigliani (1961) qui ont démontré la neutralité de la politique de dividende à l'égard de la valeur de l'entreprise, sous la condition de perfection des marchés, plusieurs chercheurs se sont attelés à démontrer dans quelle mesure les imperfections des marchés pouvaient compromettre cette neutralité. Deux principaux courants délimitent le champ de la recherche. Le premier considère que le paiement de dividende répond, le plus souvent, à des préoccupations fiscales, informationnelles (théorie du signal) ou encore à une volonté de discipliner les dirigeants et limiter les bénéfices privés (théorie d'agence). Le deuxième courant met en avant le rôle des cognitions et des facteurs psychologiques dans les décisions associées au dividende. L'accent étant mis sur les préférences des individus pour le dividende et leur évolution dans le temps sous l'influence de processus émotionnels (par exemple, les vagues d'optimisme/pessimisme).

Notre étude s'insère dans le courant behavioriste. Elle offre une analyse de la politique de dividende dans un cadre théorique qui rompt avec le contexte habituel des théories d'agence et du signal, et prend appui sur la théorie du « *catering incentives* » de Baker et Wurgler (2004a). Cette dernière a pour objet d'expliquer la dynamique de l'offre du dividende au niveau de l'entreprise en fonction de l'évolution des préférences individuelles dans le temps. Des arguments tels que l'imposition fiscale ou le niveau de richesse des investisseurs, évoluant très peu ou pas assez à court et à moyen termes, sont peu susceptibles d'expliquer l'évolution de la demande de dividende. Pour Baker et Wurgler, il est nécessaire de prendre en compte le sentiment de l'investisseur afin de mieux appréhender les préférences pour le dividende à un moment donné pour ensuite juger de la disposition des entreprises à satisfaire ces préférences. Plusieurs études font référence au sentiment comme la somme des croyances et anticipations irrationnelles des individus à l'égard des fondamentaux. Plus le sentiment est impliqué dans le jugement qui sous-tend les décisions d'investissement, plus son incidence sur les prix est importante et

plus l'écart entre les prix et les fondamentaux est grand<sup>39</sup>. En avançant que les investisseurs sont irrationnels et que les prix sont inefficients, la *catering theory* introduit une vision nouvelle ainsi qu'un cadre théorique novateur des décisions de politique de dividende et met en lumière l'exploitation opportuniste par les managers des erreurs de jugement des investisseurs pour servir des objectifs de valorisation de court terme.

La littérature comportementale du dividende prend racine dans les premiers développements de la théorie de la clientèle selon laquelle chaque entreprise attire un groupe d'actionnaires (clientèle) dont les préférences en termes de dividendes correspondent à la politique de l'entreprise (Miller et Modigliani, 1961). A l'origine de cet effet de clientèle est le régime d'imposition sur les revenus de dividende auquel sont soumis les actionnaires. Ainsi les entreprises qui versent des dividendes élevés attirent davantage des investisseurs faiblement imposés et vice-versa. L'une des forces de la théorie de clientèle est qu'elle permet d'expliquer la stabilité des politiques de dividende et la réticence des managers à suspendre ou à supprimer le paiement, car ceci produirait une fuite des actionnaires et une atteinte à la valeur de l'entreprise. Outre la fiscalité, l'âge et le niveau de revenu sont aussi à l'origine de groupes de clientèle. Ils déterminent dans une large mesure les besoins et les contraintes d'une consommation présente et future (Thaler et Shefrin, 1981)<sup>40</sup>, à l'instar d'une personne retraitée préférant un flux de revenu régulier pour ses besoins de consommation quotidienne, par opposition à un jeune individu (*young accumulator*) soucieux d'accumuler une richesse pour sa consommation future. Shefrin et Statman (1984) étendent l'analyse au contexte de dividende et démontrent que les préférences individuelles pour les dividendes ou les gains en capital répondent en fait à des objectifs de consommation.

Depuis les travaux de Shefrin et Statman, la littérature comportementale du dividende n'a pas connu de contributions significatives jusqu'aux récents développements théoriques de la *catering theory* (2004a). L'hypothèse de B&W stipule que l'offre de dividende au niveau de l'entreprise s'ajuste aux variations de la demande, et plus

---

<sup>39</sup> Le sentiment de l'investisseur est une source de risque. Les actifs spéculatifs, par exemple, sont plus exposés au sentiment de l'investisseur. A la différence des modèles classiques où le rendement d'un actif est fonction croissante de son risque systématique, le risque introduit par le sentiment de l'investisseur est souvent synonyme d'erreur de jugement et prédit par conséquent un rendement inférieur.

<sup>40</sup> Thaler et Shefrin (1981) développe une théorie comportementale du cycle de vie sur les choix de consommation intertemporels, présentés comme un conflit entre la tentation d'une consommation immédiate et le désir d'épargner pour une consommation future. Le recours à des mécanismes psychologiques d'autocontrôle permet de résoudre ce type de conflit.

précisément aux fluctuations du sentiment de l'investisseur. Notamment, durant les périodes baissières les investisseurs ont une préférence pour les revenus immédiats, en l'occurrence les titres payeurs, tandis que les marchés haussiers stimulent leur appétit pour les titres de croissance au détriment du dividende. La théorie fait l'hypothèse que l'évolution des préférences puisse induire une variation à la hausse (ou à la baisse) de la demande de dividende entraînant un écart de prix entre les titres payeurs et les titres non-payeurs, soit une prime (ou une décote) de dividende<sup>41</sup>. Afin de capter cette prime (ou d'éviter une décote) les dirigeants sont incités à aligner leurs politiques de dividende sur les attentes des investisseurs, en initiant/distribuant un dividende en cas de forte demande et en omettant d'en verser en cas de faible demande. Conformément à la méthodologie de B&W (2004a), nous approximons cette demande via l'évolution du niveau de la prime de dividende. Nous aspirons, à travers notre analyse, à mieux cerner les déterminants de la politique de dividende des entreprises françaises, en mettant à l'épreuve *la catering theory*.

Notre étude est également motivée par le phénomène de disparition du dividende qui a marqué ces deux dernières décennies. Ce constat empirique a initialement été établi sur le marché américain par Fama et French (2001) dont l'étude a mis en évidence un déclin significatif du pourcentage des entreprises distributives (les payeurs). En effet, 67% des sociétés cotées ont payé des dividendes en 1978 contre 21% seulement en 1999. Ce phénomène n'est cependant pas propre au marché américain, d'autres études en dehors des Etats-Unis ont similairement rapporté une tendance à la baisse de la propension à distribuer, bien que d'ampleur réduite (Denis et Osobov, 2008 ; von Eije et Megginson, 2008). L'explication de Fama et French (2001) de ce déclin se résume dans le changement qui s'était opéré dans le paysage boursier américain au cours des trois dernières décennies, qui, désormais, compte beaucoup plus d'entreprises jeunes, de petite taille, et à fort potentiel de croissance : le profil type d'un non-payeur. La prise en compte des caractéristiques de taille, de profitabilité et des opportunités de croissance des entreprises a grandement contribué à l'explication des décisions de distribution. A cet égard, l'apport de la *catering theory* apparaît complémentaire de l'analyse de Fama et French dans la mesure où le phénomène de raréfaction du dividende, amorcé au milieu des années 70, semble être

---

<sup>41</sup> L'existence d'une prime (décote) de dividende suppose implicitement que l'arbitrage est limité et que les marchés sont inefficients.

associé à une prime négative sur la même période, qui s'interprète par une baisse de la demande de dividende (B&W, 2004a,b).

L'objet de cette recherche est de contribuer à la littérature préalable par la mise à l'épreuve empirique de l'hypothèse du « *catering incentives* » dans le contexte français, tout en tenant compte, dans notre analyse, des spécificités de ce marché. Notamment, des variables relatives à la structure d'actionariat comme la concentration du capital entre les mains d'un actionnaire familial et la présence d'actionnaires institutionnels sont susceptibles de jouer un rôle d'amortisseur/amplificateur sur l'effet de la prime de dividende sur la décision de distribution. De surcroît, nous confrontons la portée de la *catering theory* face à d'autres théories concurrentes de la politique de dividende issues du paradigme du choix rationnel.

Notre analyse empirique porte sur les entreprises françaises qui constituent l'indice SBF-250 de 1992 à 2010. Les résultats des différents tests conduits valident la *catering theory* et affirment la place du sentiment comme facteur influent de la décision de distribution de dividende. En particulier, les résultats de l'analyse temporelle sur des données agrégées montrent que le pourcentage des payeurs est positivement impacté par le niveau de la prime. Nous vérifions aussi que la prime de dividende et l'indice de confiance des ménages français sont négativement corrélés, réaffirmant la sensibilité de demande globale de dividende au sentiment de l'investisseur. De même, l'analyse multivariée sur données de panel met en évidence un effet positif (négatif) de la prime (du sentiment) sur la propension à distribuer, et ce en contrôlant les caractéristiques de l'entreprise susceptibles d'influencer sa politique de dividende. Nos résultats révèlent, par ailleurs, que l'incitation au réajustement de la politique de dividende en réponse à la demande est plus grande dans les entreprises présentant une faible concentration du contrôle (entreprises de type managérial) ou un actionariat institutionnel élevé. Enfin, nous validons partiellement le modèle de Li et Lie (2006) qui constitue une extension de la théorie de B&W (2004) aux décisions d'augmentation et de diminution du dividende.

Notre travail est structuré de la manière suivante. La section 2.2 est consacrée à la revue de littérature comportementale du dividende. La section 2.3 porte sur les hypothèses et la méthodologie de recherche. Les résultats sont ensuite présentés dans la section 2.4. La section 2.5 est dédiée aux tests de robustesse. Nous concluons dans une dernière et sixième section.

## 2.2. Les théories explicatives de la politique de dividende

Dans cette section nous résumons les principales contributions théoriques et empiriques dans le domaine du dividende. Nous soulignons que les théories classiques ayant traité du dividende sont largement inspirées du paradigme de la rationalité des acteurs et des choix. Leur contribution est toutefois orientée vers l'explication de l'offre du dividende, tandis que l'apport majeur du courant behavioriste se situe du côté de la demande, en mettant l'accent sur les mécanismes cognitif et psychologique à l'origine de formation des préférences. Grâce aux récentes contributions de la *catering theory*, le lien entre la demande et l'offre du dividende est mieux explicité, l'inclusion du facteur psychologique sous-jacent à la demande permet notamment de mieux prédire l'offre de l'entreprise.

### 2.2.1. Les explications classiques de la politique de dividende

L'offre de dividende semble avant tout évoluer en fonction du bénéfice présent et futur de l'entreprise. Les 28 dirigeants de sociétés américaines questionnés par Lintner (1956) ont affirmé leurs croyances quant à la nécessité d'avoir une politique de dividende stable (poursuivre un objectif de taux de distribution) dont tout changement, si nécessaire, doit être principalement fondé sur un changement du niveau du profit. D'autres pratiques managériales en matière de dividende ont été révélées dans l'étude de Lintner (1956) comme la tendance à lisser les dividendes (*smooth dividend*) de même qu'une réticence à l'omission de paiement. Ces résultats soutiennent l'idée du rôle informationnel du dividende, dans la mesure où toute évolution du dividende devrait informer sur l'état de santé financière de l'entreprise et sur ses perspectives de croissance. Par conséquent, toute réaction du marché à un changement de dividende traduit un réajustement à l'information sur l'état des cash-flows présents et/ou futurs (Miller et Modigliani, 1961).

Les modèles de signalisation par le dividende ont permis de théoriser l'argument du contenu informatif du dividende, ce dernier étant considéré comme un outil de communication entre l'entreprise et son marché (Bhattacharya, 1979 ; Miller et Rock, 1985)<sup>42</sup>. L'idée centrale de ces modèles est que l'asymétrie d'information qui existe entre les initiés (dirigeants et actionnaires influents) et les non-initiés (les petits porteurs et

---

<sup>42</sup> cf. DeAngelo et al. (2008) pour une référence bibliographique complète sur la théorie du signal.

actionnaires potentiels) est problématique quant à l'évaluation de l'entreprise. Les entreprises en possession de bons projets d'investissement sont donc incitées à signaler aux marchés leurs perspectives futures d'évolution des cash-flows en augmentant le dividende, quand bien même que la signalisation occasionnerait un coût dès lors que les entreprises s'engagent à payer ce dividende sur le long terme. Bien que la théorie du signal ait fait ses preuves sur le plan empirique, son efficacité peut être compromise quand les entreprises disposent d'autres moyens plus économiques que le dividende pour transmettre l'information aux marchés, c'est notamment le cas des grandes entreprises bénéficiant de plus de visibilité et faisant l'objet de suivis réguliers de la part des analystes financiers.

Dans le cadre de la théorie des contrats, l'offre de dividende est étroitement liée à l'intensité des conflits d'agence qui opposent les actionnaires aux dirigeants (Jensen et Meckling, 1976). Parmi les raisons plausibles qui poussent les entreprises à verser du dividende, l'argument des free-cash-flows est le plus souvent évoqué. Il s'agit d'amener les dirigeants à être plus disciplinés dans leurs choix de projets d'investissement en les privant d'une partie des cash-flows qui sont à leur discrétion. Dans cette optique de théorie des contrats, le dividende sert de mécanisme de gouvernance dont l'objectif est de prévenir les comportements opportunistes d'une part et de minimiser les coûts de contrôle et de surveillance d'autre part. Son efficacité est toutefois conditionnée par la présence de conflits d'intérêts au sein de l'entreprise et l'existence de flux financiers excédentaires, en l'occurrence, les entreprises mûres et présentant une séparation bien définie entre propriété et contrôle réunissent ces conditions et semblent donc plus adaptées à l'argument des free cash-flows.

### ***2.2.2. L'apport des théories comportementales à la compréhension de la politique de dividende***

Le courant behavioriste a mis en lumière le rôle des facteurs psychologiques dans le processus de prise de décision, marquant ainsi une rupture avec le paradigme de la rationalité (Barberis et al., 1998 ; Daniel et al., 1998 ; Hong et Stein, 1999). La théorie de l'effet clientèle est, à ce titre, la première à s'être intéressée aux imperfections comportementales pour expliquer le paradoxe du dividende, à savoir pourquoi les investisseurs individuels ont une préférence nettement marquée pour le dividende malgré le désavantage fiscal qu'il comporte. L'idée centrale de l'effet clientèle est que la diversité

des politiques de dividendes pratiquées par les entreprises est une preuve de l'hétérogénéité des préférences des actionnaires en matière de dividende ; chaque actionnaire privilégiera les sociétés dont les politiques de dividende correspondent mieux à ses préférences (Miller et Modigliani, 1961). La théorie de la clientèle a toutefois une approche classique dans le sens où son argumentaire, pour expliquer la formation des groupements d'actionnaires (clientèles), réaffirme le comportement rationnel des investisseurs. Ces arguments se basent essentiellement sur les tranches d'imposition des revenus de dividende dans lesquelles se situent les actionnaires, leurs besoins de liquidité, les coûts de transactions du marché<sup>43</sup> ou encore sur des règles prudentielles auxquelles est soumise une catégorie d'investisseurs institutionnels<sup>44</sup>.

Quelques preuves empiriques confirment l'existence d'un effet de clientèle, notamment le fait qu'il existe une corrélation entre les politiques de dividende et les caractéristiques démographiques des actionnaires (âge, revenu...). Les études qui ont apporté ces preuves ont trouvé que, par exemple, les entreprises qui ont en moyenne un actionnariat relativement vieux et modeste tendent à verser plus de dividendes que les entreprises accueillant plus d'investisseurs jeunes et fortunés dans leur capital (Petit, 1977 ; Graham et Kumar, 2006). Ce résultat est en accord avec l'argument fiscal dans la mesure où les faibles revenus impliquent un moindre désavantage fiscal, et valide en outre les prédictions de la théorie du cycle de vie de Thaler et Shefrin (1981) quant à l'évolution de la préférence pour la liquidité au cours du cycle de vie. Spécifiquement, l'épargne et l'investissement sont des comportements qui caractérisent les jeunes individus animés par l'objectif d'accumulation patrimoniale plus que les personnes âgées dont l'horizon de vie est plus réduit.

En somme, l'effet clientèle suggère qu'en équilibre les entreprises finissent avec les actionnaires qu'elles méritent. Leur offre de dividendes est ainsi motivée par les catégories d'investisseurs qu'elles désirent avoir dans leurs bases actionnariales. A cet égard, partant du principe qu'une forte présence d'investisseurs institutionnels dans le capital est un signal de bon monitoring, le modèle d'Allen et al. (2000) prédit que les entreprises les mieux gérées et qui veulent signaler aux marchés leurs bonnes performances sont plus enclines à verser du dividende sur une base régulière dans l'objectif d'attirer les

---

<sup>43</sup> Avec la baisse significative des coûts de transactions, cette piste semble peu pertinente aujourd'hui.

<sup>44</sup> cf. Brav et Heaton (1998) sur les contraintes fiduciaires incitant les investisseurs institutionnels à investir dans les entreprises qui paient des dividendes.

investisseurs institutionnels dès lors que ces derniers ne sont pas ou peu imposés aux Etats-Unis (les fonds de pension, les fondations et les universités sont exempts d'impôts). Les travaux empiriques ayant testé ces hypothèses sont toutefois peu probants, dans la mesure où les réajustements des structures d'actionnariat à la suite d'initiation ou d'omission de dividende sont mineurs et suggèrent que le pouvoir explicatif de la politique de dividende par l'effet clientèle n'est que secondaire (Michaely et al., 1995 ; Grinstein et Michaely, 2005)<sup>45</sup>.

Dans une optique purement comportementale, l'étude de Shefrin et Statman (1984) fournit une explication à l'attachement des investisseurs aux dividendes en espèces malgré le désavantage fiscal qu'ils induisent dû au différentiel de taxation entre plus-values et dividendes. Ce comportement constitue en effet une anomalie au regard des modèles économiques classiques. S'appuyant sur la théorie comportementale du cycle de vie, Shefrin et Statman nous expliquent que la préférence de l'investisseur pour le dividende, bien que coûteux, lui permet de résoudre le conflit présent dans les choix intertemporels (c'est-à-dire entre une consommation présente et une consommation future), en restreignant sa consommation présente à la hauteur du dividende perçu sans être tenté de dilapider le principal que constitue son portefeuille. Les auteurs avancent une deuxième hypothèse pour expliquer la différence dans le traitement cognitif du dividende et des plus-values. Globalement, ce traitement cognitif s'apparente à des comptes mentaux dans lesquels l'individu répertorie les revenus en fonction de leurs sources et selon la forme qu'ils prennent. Les comptes mentaux sont alors créés autour de thématiques à buts déterminés, ce qui justifie que certains gains/pertes sont intégrés dans le même compte alors que d'autres sont classés séparément puisque l'affectation d'un événement à un compte particulier dépend du degré de représentativité de cet événement de la thématique du compte en question. La transposition de ce raisonnement dans le contexte de dividende laisse supposer que ce dernier ne se substitue pas aux gains en capital dans la perception des investisseurs, et vice versa. Le dividende est plutôt assimilé à un revenu quasi-certain et régulier destiné à subvenir à des besoins de consommation quotidiens. En revanche, la plus-value latente sur les titres détenus dans un portefeuille sera consacrée aux dépenses ultérieures (par exemple, pour financer une retraite ou payer les études des enfants). Enfin,

---

<sup>45</sup> L'évidence empirique supporte la thèse de la neutralité du dividende (Miller et Modigliani, 1961). En effet, l'offre compétitive du dividende annule tout arbitrage possible sur la valeur de l'entreprise, c'est-à-dire, qu'à l'équilibre, aucune entreprise ne peut augmenter sa valeur en modifiant son taux de distribution.



la préférence du dividende peut être expliquée par l'aversion aux pertes et au regret selon la théorie des perspectives (Kahneman et Tversky, 1979). Les individus préfèrent subir le préjudice d'un taux d'imposition élevé sur les dividendes plutôt que de regretter la liquidation de titres dont le cours pourrait augmenter subséquemment à leur vente. L'arbitrage entre un gain sûr même faible (dividende) et une perte incertaine mais d'une amplitude inconnue (le manque à gagner peut excéder la perte fiscale) justifie l'attachement au dividende en espèces.

L'hypothèse d'une demande psychologique du dividende étant vraisemblable, dans quelle mesure cette demande peut-elle expliquer la politique de dividende ? Les développements récents du courant behavioriste apportent quelques éclairages. La *catering theory* (B&W, 2004a) pose que l'évolution du sentiment de l'investisseur est un indicateur du changement de la demande qui va engendrer, *ceteris paribus*, un écart de prix entre les titres payeurs et les titres non-payeurs, c'est-à-dire une prime ou une décote de dividende. Ceci sous-entend l'incapacité du marché à arbitrer les anomalies de prix et par conséquent le relâchement de l'hypothèse de l'efficience des marchés (Shleifer et Vishny, 1997). En particulier, la théorie postule que la propension à distribuer est positivement corrélée à la prime de dividende. Par ailleurs, ses prédictions soutiennent implicitement l'hypothèse de l'opportunisme et du court-termisme des dirigeants disposés à modifier leurs politiques de dividende pour satisfaire une demande non-justifiée par les fondamentaux.

L'étude de B&W (2004a) sur un échantillon de firmes américaines entre 1962 et 2000 a permis de valider empiriquement la *catering theory*. Les travaux de Li et Lie (2006) pour les Etats-Unis et Ferris et al. (2006) pour le Royaume Uni ont fait le même constat. Ultérieurement, d'autres études dont les résultats sont plus mitigés ont permis de tempérer ces conclusions. Ainsi, Hoberg et Prabhala (2009) notent que l'effet de la prime de dividende n'est plus significatif dès lors que le niveau de risque de l'entreprise est pris en considération. A l'échelle internationale, Denis et Osobov (2008) et von Eije et Megginson (2008) constatent des disparités entre les pays; l'hypothèse de la prime de dividende n'est validée que pour les pays du *common law*, c'est-à-dire dans les pays où les actionnaires bénéficient d'une meilleure protection. En revanche, dans les pays de *civil law*, la réponse des entreprises à la demande de dividende est relativement absente (Ferris et al., 2009)<sup>46</sup>.

---

<sup>46</sup> cf. La Porta et al. (2000) pour l'impact des différences institutionnelles entre les pays sur la politique de dividende.

Tsuji (2010) teste la *catering theory* dans l'industrie japonaise des équipements électriques et conclut à la non-pertinence de la prime de dividende à expliquer les décisions d'initiation et/ou de paiement de dividendes.

## 2.3. *Catering incentives* et les hypothèses concurrentes

### 2.3.1. *Les variables liées à la politique de dividende*

Plutôt que d'étudier les décisions de politique de dividende relatives au taux de distribution (*Payout ratio*) ou bien, au rendement de l'action (*Dividend yield*), nous nous focalisons essentiellement sur des décisions de type « payer » vs « ne pas payer », conformément au modèle de B&W (2004a). Néanmoins, nous fournissons, dans un test complémentaire de la *catering theory*, une analyse des décisions d'augmentation et de diminution du niveau du dividende.

La variable de politique de dividende qui a servi à l'étude des séries temporelles afin de tester la validité prédictive de la prime de dividende est représentée par le pourcentage annuel des entreprises de l'échantillon qui ont versé un dividende durant une année donnée. Dans le cadre de l'analyse du modèle Probit sur des données de panel, la décision de politique de dividende est binaire (1/0) et représente le choix discret de payer (1) ou ne pas payer (0).

### 2.3.2. *La prime de dividende*

Comme proxy de la demande de dividende sur le marché, nous utilisons la même mesure que B&W (2004a), à savoir la prime de dividende. Elle est définie par l'écart de valorisation entre les titres payeurs et les titres non-payeurs. Précisément, elle correspond à la différence entre les logarithmes des moyennes des ratios *Market-to-book*<sup>47</sup> des titres payeurs et des titres non-payeurs. Pour qu'une entreprise figure comme payeur pour une année  $t$  il faut qu'elle verse un dividende au courant de l'exercice  $t$ .

---

<sup>47</sup> La valeur de marché des capitaux propres est le produit du cours de clôture au 31 décembre (à défaut, c'est le dernier cours de clôture du mois de décembre) par le nombre total d'actions en circulation à la même date.

$$\text{Prime} = \text{Ln}\left(\frac{M}{B}\right)^P - \text{Ln}\left(\frac{M}{B}\right)^{NP}$$

$$\text{Où : } \frac{M}{B} = \frac{\text{Valeur de marché des capitaux propres} + \text{Valeur comptable des dettes}}{\text{Valeur comptable de la firme}}$$

Selon la *catering theory*, les dirigeants sont incités à s'aligner sur les préférences des investisseurs et à répondre à leur demande. Ceci se traduit par une relation positive entre le pourcentage des payeurs et la prime de dividende.

*H1 : Le pourcentage des payeurs tend à s'accroître (décliner) lorsque la prime de dividende augmente (baisse)*

### 2.3.3. Prime de dividende et sentiment de l'investisseur

Le sentiment est l'ensemble des croyances des investisseurs individuels et leurs anticipations non justifiées par les fondamentaux, pouvant conduire à une déviation des prix des actifs financiers par rapport aux valeurs intrinsèques. Quand les émotions de l'investisseur ne sont pas bien maîtrisées, elles deviennent dangereuses dans la mesure où elles peuvent altérer l'objectivité du jugement et générer des décisions destructrices de valeur. A l'échelle du marché, le rôle du sentiment dans le processus de formation des prix a déjà été éprouvé et validé sur le plan empirique par quelques chercheurs, dont Baker et Wurgler (2006). Leur étude a mis en évidence que les périodes caractérisées par un niveau de sentiment faible sont suivies de rendements élevés, signe de sous-évaluation en périodes de déprime. A l'inverse, les périodes d'optimisme engendrent une surévaluation temporaire et une baisse subséquente des rendements. Notamment, les jeunes pousses, les petites capitalisations, les entreprises peu profitables et/ou très volatiles, et celles à fort potentiel de croissance, sont plus sujettes aux sur-réactions des marchés, preuve que la difficulté d'évaluation accentue le sentiment (Lee et al., 1991 ; Brown et Cliff, 2005).

D'une manière générale, le sentiment des investisseurs reflète leurs émotions liées à l'espoir et l'aspiration à la richesse versus le désespoir et la peur de perdre. L'espoir intervient en général durant les vagues d'optimisme favorisées par une bonne conjoncture économique et sociale. L'extrême euphorie peut toutefois engendrer l'avidité, responsable de formation des bulles, quand les investisseurs aveuglés par l'appât du gain et la perspective de rendements exceptionnels vont inconsciemment sous-estimer les risques et

biaiser leurs jugements. Quant au sentiment de peur, il émerge comme une conséquence directe de l'incertitude, et peut devenir problématique dans un environnement de détresse financière ou sociale (plans sociaux, faillites...), de fraude et d'abus de confiance (Enron, WorldCom...). Le cas échéant, un pessimisme général peut s'installer et régner sur les marchés, amenant une forme de conservatisme dans les comportements d'investissement, et pouvant aboutir sur des mouvements de panique dans le cas extrême d'un krach boursier.

Nous présumons qu'un sentiment pessimiste fait pencher les préférences vers le dividende, car il constitue un gain sûr et contribue à réduire l'incertitude, et qu'un sentiment optimiste engendre une baisse de la demande de dividende, reflétant la confiance du marché dans les perspectives de croissance des entreprises.

***H2** : La corrélation entre le sentiment de l'investisseur et la prime de dividende est négative*

Plusieurs mesures du sentiment existent dans la littérature, dont certaines sont directes et d'autres indirectes. Les mesures directes sont généralement issues d'enquêtes et des sondages d'opinions conduits auprès de panels d'individus et/ou de ménages à l'instar des indices de confiance publiés par l'Université de Yale, l'Université de Michigan et la Conference Board aux Etats-Unis, et aussi l'indice du sentiment de l'Association Américaine des Investisseurs Individuels (AAII). Plusieurs chercheurs ont investigué la relation entre ces mesures directes du sentiment et les marchés des actions (Fisher et Statman, 2003 ; Brown et Cliff, 2005). Fisher et Statman (2003) ont, notamment, démontré qu'il existe une forte corrélation entre l'indice de confiance des consommateurs et l'indice du sentiment des investisseurs mesuré par l'AAII, réaffirmant la crédibilité des études qui ont recours aux indices de confiance des consommateurs comme proxy du sentiment de l'investisseur. En France, l'étude de Zouaoui (2005) montre l'existence d'une relation significative entre la rentabilité des actions et le sentiment de l'investisseur, où il avait retenu la variation mensuelle de l'indice de confiance de l'INSEE<sup>48</sup> comme proxy du sentiment. Ses résultats ont mis en évidence un effet sentiment indéniable sur les rendements des titres (entre octobre 1997 et juin 2004). En particulier, les périodes d'optimisme caractérisées par un sentiment haussier correspondaient aux périodes

---

<sup>48</sup> L'Institut national de la statistique et des études économiques.

haussières en ce qui concerne la valorisation des actions. Quant aux mesures indirectes, elles sont construites à partir d'un ensemble d'indicateurs économiques et boursiers tels que la décote sur les fonds à capital fermé (Lee et al., 1991) ou encore l'écart entre le volume d'achat et le volume des ventes des titres (Kumar et Lee, 2006).

Nous privilégions les mesures directes du sentiment et proposons d'utiliser l'indicateur de confiance dont les données sont issues de la Commission Economique Européenne et publiées dans des communiqués mensuels de l'OCDE<sup>49</sup> pour les pays de la zone euro. L'OCDE obtient les données d'enquêtes d'opinions des ménages européens auprès d'instituts statistiques nationaux, d'autres agences gouvernementales, des instituts privés de recherche, des banques ainsi que par d'autres instituts de recherche attachés à des universités ou d'autres institutions académiques. Pour le cas de la France, l'indicateur de confiance est calculé par l'INSEE. L'avantage d'utiliser un proxy direct est qu'il est totalement exogène et permet, par conséquent, d'éviter les problèmes d'endogénéité inhérente aux mesures indirectes.

L'indice de confiance de l'INSEE est calculé sur la base d'une enquête mensuelle de conjoncture auprès de ménages français interrogés sur leur environnement économique et sur certains aspects de leur situation économique personnelle. L'enquête permet de collecter des informations sur le comportement des consommateurs, leurs anticipations en matière de consommation et d'épargne ainsi que leurs perceptions des phénomènes conjoncturels (prix, chômage, épargne...)<sup>50</sup>. Ainsi, l'indice de confiance calculé à l'issue de l'enquête de l'INSEE est une combinaison des cinq indicateurs suivants :

- Situation financière personnelle - évolution passée
- Situation financière personnelle - perspectives d'évolution
- Opportunité d'acheter
- Niveau de vie en France - évolution passée
- Niveau de vie en France - perspectives d'évolution

Les données pour chaque question sont exprimées comme solde entre opinions positives et opinions négatives. L'indicateur est ensuite calculé comme la moyenne des réponses aux

---

<sup>49</sup> cf. site de l'OCDE, [en ligne], disponible sur : <http://www.oecd.org/fr/>

<sup>50</sup> Les interrogations sont faites par téléphone auprès d'environ 2000 ménages, avec saisie directe des informations depuis janvier 1991. Elles ont lieu au cours des trois premières semaines de chaque mois. L'évaluation du mois d'août est obtenue par interpolation linéaire des données issues des enquêtes de juillet et septembre.

cinq questions. Les séries ainsi obtenues seront par la suite corrigées des variations saisonnières.

Par ailleurs, nous utilisons accessoirement deux mesures additionnelles du sentiment, à savoir le nombre d'introductions en bourse et la rentabilité anormale moyenne au premier jour de cotation, définie comme la différence entre le prix d'offre (prix d'émission) et le prix du marché (premier cours coté), appelée également la sous-évaluation à l'introduction en bourse (*Underpricing*)<sup>51</sup>. En effet, plusieurs travaux antérieurs tendent à affirmer que les données relatives aux introductions en bourse véhiculent une information sur le sentiment de l'investisseur. En l'occurrence, la sous-évaluation initiale - phénomène largement observé sur les marchés internationaux (Ritter et Welch, 2002) - est perçue comme une anomalie puisqu'elle constitue un coût pour l'émetteur dès le moment où il accepte de placer ses titres à un prix, *a priori*, sous-évalué. Or, cette sous-évaluation semble être causée par l'enthousiasme excessif des marchés envers certaines IPOs, et comme les émetteurs sont réticents à réajuster le prix d'émission, il s'en suit des rendements anormaux significatifs dès le premier jour de cotation. Ainsi, la sous-évaluation signale un excès d'optimisme et une confiance excessive dans la performance future de l'émetteur.

Empiriquement, Lowry (2003) démontre que les périodes caractérisées par une importante activité d'IPOs sont significativement associées à une faible décote sur les fonds à capital fermés, considérée comme un indicateur d'optimisme des investisseurs individuels (Lee et al., 1991). Plus récemment, Campbell et al. (2009), utilisant un très large échantillon américain d'IPOs entre 1970 et 2004, ont mis en évidence une corrélation positive entre la sous-évaluation des émissions initiales et le sentiment de l'investisseur. Les auteurs ont utilisé comme proxy du sentiment l'indice de Baker et Wurgler (2006) composé de deux mesures directes issues de sondages auprès de consommateurs et investisseurs américains, et de quatre mesures financières, à savoir les flux nets des fonds mutuels, la décote sur les fonds à capital fermé, la sous-évaluation à l'émission initiale et le volume des IPOs.

---

<sup>51</sup> Nous sommes très reconnaissante envers le Professeur Jay Ritter de nous avoir fournies les données relatives aux introductions en bourse en France.

Il est également établi que les périodes de forte activité d'IPOs succèdent aux périodes marquées par une forte sous-évaluation moyenne à l'émission, puisque les périodes haussières (forte sous-évaluation) constituent une fenêtre d'opportunité pour les introductions en bourse (Lee et al., 1991). A la lumière de ces constats empiriques, nous anticipons que le nombre des IPOs et la sous-évaluation soient positivement corrélés avec le sentiment de l'investisseur et négativement corrélés avec la prime de dividende.

#### ***2.3.4. La relation prime de dividende-propension à distribuer***

Fama et French (2001) ont mis en évidence une nette tendance à la baisse du dividende distribué par les firmes américaines durant les dernières décennies, qu'ils justifient par la présence sur le marché d'une proportion de plus en plus élevée d'entreprises jeunes, peu rentables et avec des perspectives de croissance prometteuses. Les auteurs concluent que la diminution du pourcentage des payeurs américains (soit une baisse de 67% à 21% entre 1978 et 1999) est directement liée aux caractéristiques des firmes cotées dont la taille, la rentabilité et les opportunités de croissance permettent d'expliquer jusqu'à 50% du déclin du dividende.

Nous tenons, par conséquent, à vérifier empiriquement la validité des caractéristiques de taille (logarithme de l'actif total), de rentabilité (taux de rentabilité des capitaux investis) et des opportunités de croissance, à expliquer la propension à distribuer. Nous utilisons le ratio market-to-book (rapport de la valeur de marché des capitaux propres à leur valeur comptable) et la variation de l'actif total (accroissement annuel de l'actif) pour appréhender les opportunités de croissance.

***H3 : La propension à distribuer du dividende augmente avec la taille et la rentabilité et diminue avec les opportunités de croissance***

***H4 : La propension à distribuer du dividende augmente avec la prime de dividende après avoir contrôlé la taille, la rentabilité et les opportunités de croissance***

### 2.3.5. Théories concurrentes et variables de contrôle

#### a. Le risque

La relation entre le risque et la politique de dividende est négative, car le bon sens veut bien ici qu'une firme affichant une forte variabilité de ses flux monétaires serait plus réticente à initier un dividende ou à l'augmenter. Cette hypothèse a été éprouvée par Hoberg et Prabhala (2009) dont les résultats semblent la valider empiriquement en affirmant, de surcroît, que la prise en compte du facteur risque annule l'effet de la prime de dividende rapporté dans les travaux de B&W (2004a).

De plus, un grand nombre de travaux ont mis en évidence un accroissement net de la volatilité idiosyncratique des titres cotés sur les quatre décennies passées jusqu'à la fin des années 90 (Campbell et al., 2001). Sur la même période, Fama et French (2001) ont établi une forte diminution de la propension à distribuer des dividendes, qui est tributaire des caractéristiques de la firme. Pour Pastor et Veronesi (2003), en effet, l'âge de l'entreprise, ses perspectives de croissance ainsi que sa politique de dividende reflètent, dans une large mesure, son niveau de risque.

Ainsi, nous tiendrons compte dans notre analyse des deux composantes du risque, soit le risque systématique et le risque spécifique. L'estimation du risque systématique est faite sur la base d'un modèle de marché<sup>52</sup> ; le risque spécifique est dérivé de la différence entre le risque total et le risque systématique.

*H5 : La probabilité de distribution de dividende est fonction décroissante du risque*

#### b. L'endettement

Selon la théorie d'agence, la structure financière joue un rôle clé dans la résolution des conflits d'intérêts entre actionnaires et dirigeants d'une part et actionnaires et créanciers d'autre part. Le choix de financement résulte d'un arbitrage entre les coûts et les bénéfices des capitaux propres ou des dettes. Souvent, l'ouverture du capital amène les conflits d'intérêts du fait des asymétries informationnelles entre les dirigeants (*insiders*) et les actionnaires (*outsiders*). Il est nécessaire que ces derniers contrôlent les dirigeants, en limitant, par exemple, le volume des ressources discrétionnaires qui sont à leur disposition

---

<sup>52</sup> L'estimation du modèle de marché est faite sur la base de trois années de rendements hebdomadaires.



(Jensen et Meckling, 1976). Le contrôle engendre cependant des coûts. Les entreprises qui ne peuvent pas opérer un contrôle efficace en raison de coûts d'agence très élevés vont préférer le financement par endettement<sup>53</sup>. En effet, la dette diminue les flux monétaires à la discrétion des dirigeants et réduit les coûts d'agence. Comme le dividende, elle constitue un moyen de pression qui vise à discipliner les dirigeants, dès lors qu'un endettement élevé entraîne une augmentation du risque de défaut et du risque de réputation. Ainsi, dans une optique de réduction des coûts d'agence, la dette et le dividende apparaissent substituables. De plus, selon Myers (1977), les décisions d'investissement et de distribution sont concurrentielles et source de conflits entre actionnaires et créanciers, dans la mesure où les dividendes peuvent induire un ralentissement des investissements et un accroissement du risque de non-remboursement des créanciers (voire un risque de désinvestissement/cession d'actifs), et par conséquent, une augmentation des coûts d'agence.

Empiriquement, il n'y a pas de consensus clair sur la relation de substituabilité ou de complémentarité entre dettes et dividendes. Néanmoins, l'étude qualitative de Brav et al. (2005) ayant permis d'interroger 384 directeurs financiers, révèle que la préoccupation principale de ces derniers est d'assurer l'équilibre financier et maintenir la note de la dette quitte à diminuer le niveau du dividende<sup>54</sup>. Même constat en France (Du Boys, 2009) : les entreprises fortement endettées paient relativement moins de dividendes pour minimiser le risque de défaut. Tandis qu'un faible niveau de dettes (voire un niveau d'endettement net négatif), potentiellement pénalisant pour la valeur de l'entreprise, incite à la distribution. Afin de tenir compte de la relation dettes-dividendes, nous considérons la variable de contrôle *Endettement*, définie par le rapport des dettes au total de l'actif.

**H6** : *La probabilité de distribution de dividende est fonction décroissante de l'endettement*

---

<sup>53</sup> A l'instar des petites et moyennes entreprises dont le mode de financement dominant est l'endettement.

<sup>54</sup> A la question : « si vous êtes amenés à réduire les fonds alloués aux dividendes que feriez-vous de cet argent ? », la majorité conçoit rembourser ses dettes, ensuite procéder à un rachat d'actions, et en troisième position investir. En cas où les fonds proviennent d'une baisse des rachats d'actions, la deuxième réponse revient à l'investissement et la troisième et dernière à la distribution de dividendes. Ceci montre que la relation dividende-rachat d'action, telle que perçue par les managers, n'est pas symétrique.

**c. La liquidité**

La liquidité réduit les coûts de transactions et favorise le dividende synthétique (*home-made dividends*) en permettant la vente des titres à moindres coûts. Elle est donc inversement liée à la propension à payer. Banerjee et al. (2007) valident cette hypothèse et concluent que l'amélioration de la liquidité du marché américain a contribué à la disparition des dividendes. Ils démontrent, par ailleurs, que les titres payeurs résistent mieux aux chocs de liquidité (Pastor et Stambaugh, 2003). Nous contrôlons la liquidité via la variable *Volume* estimée par le rapport du nombre moyen d'actions échangées quotidiennement au nombre total d'actions en circulation au 31 décembre, le tout multiplié par 1000. L'impact attendu de la variable *Volume* sur la propension à distribuer est négatif.

*H7 : La probabilité de distribution de dividende est fonction décroissante de la liquidité*

**d. Le cycle de vie**

La théorie du cycle de vie prédit une forte propension à payer pour les entreprises qui ont accumulé d'importantes réserves (DeAngelo et al., 2006). En effet, une large proportion des réserves dans le capital indique un stade avancé dans le cycle de vie où les entreprises deviennent moins dépendantes des capitaux externes, plus limitées dans leurs options de croissance et plus enclines à se servir du dividende comme moyen d'évacuer les liquidités excédentaires vers les actionnaires pour en faire meilleur usage. L'accumulation des capitaux propres internes est, par conséquent, positivement corrélée à la propension de distribution conformément à la théorie du cycle de vie. Nous en tenons compte dans la régression par le biais de la variable explicative *Réserves* définie par le rapport des réserves à l'actif total.

*H8 : La probabilité de distribution de dividende est fonction croissante de la proportion des réserves dans l'actif total*

## 2.4. Données et tests empiriques

### 2.4.1. Description des données

L'échantillon de départ de notre étude est constitué des sociétés qui figurent dans l'indice SBF-250, chaque année, de 1992 à 2010. Les données financières et celles relatives à l'actionnariat ont été extraites des bases Datastream<sup>55</sup> et Thomson One Banker-Ownership,<sup>56</sup> respectivement. A l'instar de B&W (2004a), les entreprises dont les codes SIC sont compris entre 4900 et 4999 (entreprises de service public) et, entre 6000 et 6999 (banques et assurances) ont été exclues de l'échantillon en raison de leurs environnements réglementaires et comptables spécifiques. Par ailleurs, sont éliminées du panel les observations dont les données requises pour l'estimation font défaut et celles présentant des valeurs aberrantes et/ou extrêmes. L'application de ces critères a donné un échantillon de 2907 observations<sup>57</sup>, concernant 358 entreprises, avec 2373 cas de paiement de dividende contre 534 de non-paiement sur l'ensemble de la période 1992-2010, soit un ratio de fréquences paiement/non-paiement d'environ 4,5 (cf. tableau 2 pour le détail par année). Nous estimons que l'échantillon retenu convient aux tests exploratoires de nos hypothèses de recherche, mais nous sommes consciente que les résultats qui en découlent puissent comporter des biais dus à l'exigence de données complètes qui certes facilite les estimations, mais atténue quelque peu la portée de nos conclusions.

#### *Quelques statistiques sur l'évolution des politiques de dividende en France*

Le tableau 1 présente quelques statistiques descriptives de notre échantillon final. En ce qui concerne la politique de dividende, la cote de la bourse parisienne est notoirement dominée par des sociétés distributrices (de dividendes). En effet, elles sont en moyenne plus de 81% à avoir versé un dividende entre 1992 et 2010. Le graphique 1 témoigne de la faible évolution à la baisse du pourcentage des payeurs à partir de la fin des années 1990 : 91% des entreprises ont payé des dividendes en 1992 contre 72% en 2010

---

<sup>55</sup> L'extraction des données de la base Datastream a été effectuée le 27 février 2013. Une extraction antérieure à cette date a été tentée à partir de la base Thomson, mais s'est révélée infructueuse en raison du nombre relativement élevé de données manquantes et d'une déperdition d'information significative à mesure qu'on remonte dans le temps.

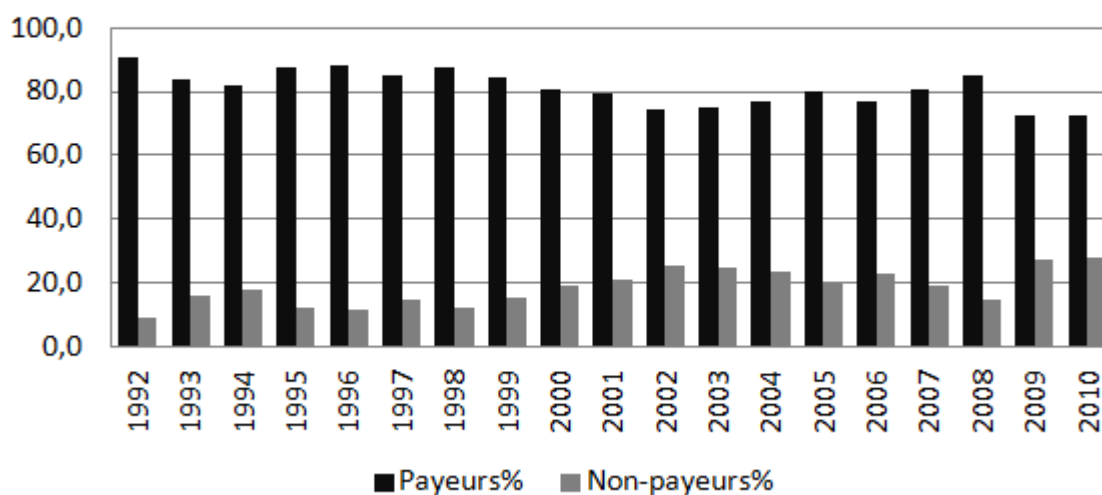
<sup>56</sup> Nous tenons à remercier Frédéric Romon pour les échanges intéressants et utiles concernant les bases de données.

<sup>57</sup> C'est le maximum d'observations obtenues rendant possible l'estimation du modèle minimaliste avec peu de variables explicatives.

(ou encore, 9% de non-payeurs en 1992 contre 28% en 2010). Plus spécifiquement, le taux moyen des payeurs entre 1992 et 1998 (période précédant la bulle Internet) ressort à 87% contre 78% pour la période 1998-2010 (tableau 2). Cette baisse est d'amplitude relativement faible en comparaison avec les marchés anglo-saxons.

En parallèle, la moyenne de la prime de dividende sur toute la fenêtre du temps est légèrement négative (-1,16%), traduisant une faible préférence pour les titres non-payeurs. Précisément, entre 1992 et 1998, les investisseurs semblent plutôt pencher vers les titres payeurs, car la moyenne de la prime sur cette période est d'environ 19% (avec un maximum de 30% en 1996). La tendance est renversée pour les années ultérieures, révélant une prime moyenne négative (-13%), avec notamment des niveaux très bas pour les années 1999 et 2000 correspondant au plus haut de la bulle Internet (tableau 2).

**Graphique 1**  
Evolution du pourcentage des payeurs et des non-payeurs



**Tableau 1** : Statistiques descriptives

*Payeurs%* est le pourcentage annuel des entreprises qui paient un dividende. *Prime de dividende* est la différence des logarithmes des moyennes du market-to-book entre payeurs et non-payeurs. *Indice de confiance\_annuel* est une moyenne annuelle de l'indicateur de confiance mensuel de l'INSEE estimé sur la base d'enquêtes auprès de ménages français. *Indice de confiance\_déc.* est l'indicateur de confiance relatif au mois de décembre. *N.IPO* est le nombre annuel d'introductions en bourses en France. *Sous-évaluation* est la rentabilité anormale moyenne au premier jour de cotation (*underpricing*). *Taille* est mesurée par l'actif total. *Profitabilité* est mesurée par le ratio retour sur investissement. *Market-to-book* est le rapport entre la valeur de marché des capitaux propres et leur valeur comptable. *Variation actif* est l'accroissement annuel de l'actif. *Endettement* est le rapport des dettes à l'actif total. *Beta* est estimé à partir d'un modèle de marché au moyen de trois années de données hebdomadaires. *Risque spécifique* est la différence entre le risque total (variance des rendements) et le risque systématique estimé. *Réserves* est le rapport entre le montant des réserves et l'actif total. *Volume* est le rapport entre la moyenne annuelle du nombre d'actions échangées hebdomadairement et le nombre total d'actions en circulation au 31 décembre.

	N. Obs.	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
<b>Séries chronologiques</b>					
Payeurs %	19	81,27	5,52	72,25	90,63
Prime div.%	19	-1,16	18,02	-30,92	30,19
Indice de confiance (annuel)	19	-17,45	8,02	-29,95	-2,54
Indice de confiance (Déc.)	19	-17,77	9,50	-34,7	1,50
N. IPO	18	50,11	40,31	2	121
Sous-évaluation (IPO)	18	5,04	11,78	-35,8	18,3
<b>Séries longitudinales</b>					
Taille (M€)	2907	6069,75	13599,66	1,43	150737,90
Profitabilité (ROA)%	2907	3,25	8,2	-116,35	58,18
Variation actif %	2907	6,98	20,89	-406,47	99,85
M/B	2869	2,68	3,43	0,17	44,52
Beta	2481	0,74	0,45	-0,67	2,63
Risque spécifique %	2481	4,88	2,91	1,33	70,53
Endettement %	2481	23,73	17,36	0	253,79
Réserves %	2481	3,92	23,31	-487,75	73,37
Volume%	2481	0,45	8,72	6,87E-04	432,26

### ***Evolution de la prime de dividende en France entre 1992 et 2010***

Le tableau 2 recense, pour chaque année, les payeurs et les non payeurs de l'échantillon, et présente les valeurs moyennes du ratio market-to-book (M/B) de chacun de ces groupes. La dernière colonne du tableau fournit la prime de dividende annuelle, mesurée par la différence entre les logarithmes des M/B des payeurs et des non-payeurs. L'on note que cette prime oscille entre valeurs positives et valeurs négatives d'une année à

l'autre, mais demeure la majeure partie du temps négative (11 fois négatives contre 8 fois positives). Le plus bas niveau de la prime (-31%) est atteint en 2000, année durant laquelle les valeurs des firmes technologiques ont atteint des pics de valorisation avant de subir de plein fouet le choc boursier suite à l'éclatement de la bulle Internet. Tandis que l'année 1996 enregistre le niveau le plus élevé de la prime, soit 30%. Par ailleurs, nous soulignons que sur des intervalles de temps relativement longs, la prime de dividende n'a pas changé de signe et est demeurée soit positive (de 1992 à 1998) soit négative (de 2003 à 2010).

**Tableau 2** : Prime de dividende en France (1992-2010)

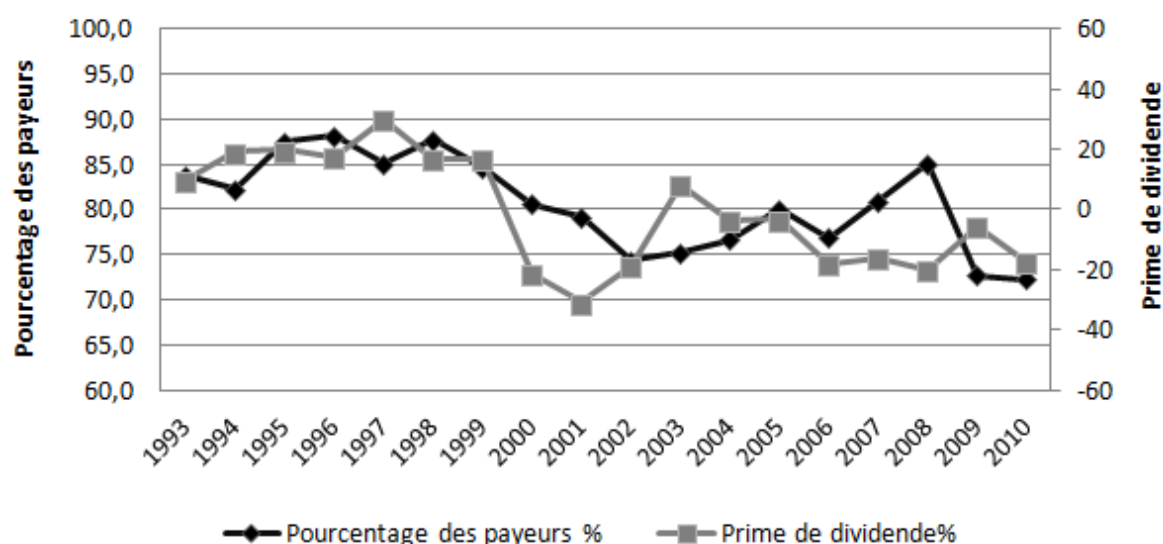
Ce tableau présente le nombre annuel des entreprises constituant notre échantillon entre 1992 et 2010, le pourcentage des entreprises distributrices (payeurs) et non-distributrices (non-payeurs) de dividende par année ainsi que la moyenne de leurs ratios market-to-book (M/B) annuels. La dernière colonne donne les valeurs de la prime de dividende calculées par la différence entre les logarithmes des M/B moyens deux groupes.

Année	Total	Pourcentage des payeurs	Pourcentage des non-payeurs	(M/B) <sup>Payeurs</sup>	(M/B) <sup>Non-payeurs</sup>	Prime de dividende%
1992	96	90,63	9,38	1,238	1,125	9,52
1993	99	83,84	16,16	1,428	1,178	19,26
1994	107	82,24	17,76	1,384	1,135	19,87
1995	112	87,50	12,50	1,357	1,137	17,64
1996	135	88,15	11,85	1,578	1,167	30,19
1997	141	85,11	14,89	1,619	1,365	17,09
1998	155	87,74	12,26	1,673	1,410	17,08
1999	157	84,71	15,29	1,843	2,283	-21,40
2000	165	80,61	19,39	1,866	2,542	-30,92
2001	163	79,14	20,86	1,675	2,018	-18,59
2002	176	74,43	25,57	1,345	1,238	8,25
2003	178	75,28	24,72	1,522	1,574	-3,34
2004	180	76,67	23,33	1,508	1,558	-3,29
2005	186	80,11	19,89	1,660	1,985	-17,88
2006	186	76,88	23,12	1,704	2,000	-16,03
2007	189	80,95	19,05	1,600	1,955	-20,03
2008	189	85,19	14,81	1,189	1,257	-5,54
2009	187	72,73	27,27	1,375	1,638	-17,51
2010	191	72,25	27,75	1,470	1,569	-6,49

### 2.4.2. Les politiques de dividende s'ajustent-elles à la prime de dividende ?

Le graphique 2 illustre l'évolution de la politique de dividende de 1993 à 2010 et de la prime de dividende de 1992 à 2009. Nous cherchons à identifier une éventuelle corrélation entre les dividendes versés en une année  $t$  (décidées donc sur la base de l'exercice  $t-1$ ) et la prime calculée au 31 décembre  $t-1$ . L'examen du graphique semble suggérer que le pourcentage des payeurs suit l'évolution de la prime de dividende.

**Graphique 2**  
Evolution de la politique de dividende et de la prime



#### *Les facteurs de Fama et French (taille, profitabilité et opportunités de croissance) des titres payeurs et non-payeurs*

Les graphiques 3, 4 et 5 (annexe 4) représentent l'évolution de la taille, la profitabilité et le ratio market-to-book moyens des payeurs et des non-payeurs sur la période 1992-2010. Il en ressort que les entreprises qui paient des dividendes sont, en moyenne, plus grandes et davantage profitables. Leur market-to-book moyen est en moyenne inférieur à celui des non-payeurs. Ces observations sont conformes aux constats rapportés par Fama et French (2001) relatifs au marché américain.

Par ailleurs, l'évolution dans le temps de la prime de dividende et de la performance annuelle du marché français des actions (annexe 4 - graphique 6) montre que la demande de dividende suit, en moyenne, une direction opposée à celle de la performance du marché notamment durant les années 2000. Ainsi, nous pouvons observer à partir du graphique 6 que la courbe de la demande de dividende (prime) décroît durant les périodes de marché haussier et croît dans les périodes baissières. Cette observation présuppose une corrélation entre la demande de dividende et le sentiment général caractérisant les marchés haussiers et baissiers.

### **2.4.3. Analyse des séries chronologiques du dividende agrégé**

#### **a. La relation entre le pourcentage des payeurs et la prime de dividende**

Nous proposons d'étudier les séries temporelles du pourcentage des entreprises distributrices en fonction de la prime de dividende. Le tableau 3 présente les résultats des régressions linéaires robustes à d'éventuelles autocorrélation et/ou hétéroscédasticité pouvant être présentes dans les données. Ce test a été effectué sur des données agrégées pour l'ensemble du marché (modèle 1), ainsi que sur des observations sectorielles (modèle 2), ce qui a l'avantage d'élargir le panel de données à 135 observations (secteur-année) et de tenir compte de l'hétérogénéité des politiques de dividende inhérente aux spécificités du secteur d'activité<sup>58</sup>.

Les résultats des deux régressions confortent l'hypothèse H1 et font apparaître une relation positive et significative entre la demande de dividende et le pourcentage des payeurs. En particulier, une hausse de la prime (autrement, une hausse de la valorisation des payeurs par rapport aux non-payeurs) permet d'anticiper une augmentation du pourcentage des payeurs, toutes choses étant égales par ailleurs. Le coefficient estimé de la prime dans le modèle (1) - significatif au seuil de 1% - traduit une augmentation du pourcentage des payeurs de l'ordre de 1,64% pour une hausse de 10% de la prime. L'estimation du modèle (2) à l'échelle sectorielle révèle un effet moindre de la prime (coef.=0,025) mais significatif au seuil de 10%.

---

<sup>58</sup> Nous avons retenu la classification en 12 secteurs de Fama et French.



**Tableau 3** : La relation pourcentage de payeurs - prime de dividende

Ce tableau présente les résultats des régressions linéaires du pourcentage des payeurs. La variable indépendante *Prime de dividende* étant la différence des logarithmes des moyennes du market-to-book entre payeurs et non-payeurs. L'estimation en séries temporelles pour l'ensemble du marché (1) est menée selon la procédure de Newey et West (1987), et est robuste à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation<sup>59</sup>. Le panel sectoriel (2) est estimé par les Moindres Carrés Généralisés (MCG) selon un modèle à effets aléatoires. Les erreurs-types sont robustes et regroupés à l'échelle des industries (cluster sectoriel)<sup>60</sup>.

Variable dépendante: Payeurs%	(1)	(2)
	<u>Analyse du marché agrégé</u>	<u>Analyse sectorielle</u>
Prime de dividende	0,164*** (0,00)	0,025* (0,07)
Constante	80,89*** (0,00)	79,29*** (0,00)
R <sup>2</sup>	34,2%	39,3%
R <sup>2</sup> ajusté	30,1%	35,5%
N. Obs.	18	135

Les *p-value* sont indiquées entre parenthèses. Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1).

#### b. La prime de dividende reflète-t-elle le sentiment de l'investisseur ?

L'objet de l'hypothèse H2 est de tester la relation entre la prime de dividende et le sentiment de l'investisseur. Les deux premiers modèles du tableau 4 mettent en relation la prime avec l'indice de confiance de L'INSEE utilisé comme proxy du sentiment de l'investisseur. Les résultats des estimations indiquent que la prime de dividende est négativement et significativement corrélée aux deux mesures de l'indice de confiance. Un faible niveau de confiance des investisseurs semble donc être associé à une forte demande de titres payeurs. Inversement, un indicateur de confiance élevé implique une baisse de la demande de dividende, soit une préférence pour les valeurs de croissance. Le coefficient estimé de l'indice annuel -significatif au seuil de 5% - implique qu'une baisse d'un point de l'indice de confiance induit une hausse de 1,27% de la prime de dividende.

<sup>59</sup> Nous avons retenu un seul retard (lag) pour l'estimation des écarts-types de Newey-West, en se basant sur le critère Akaike (AIC).

<sup>60</sup> Le test Hausman indique que les effets individuels et la variable explicative sont indépendants, de sorte que l'estimateur à effets aléatoires est ici approprié. Le test donne  $\chi^2(1) = 0,01$  et  $P < \chi^2 = 0,91$

Les modèles (3) et (4) du tableau 4 font intervenir les données d'IPOs, à savoir le nombre annuel des introductions en bourse sur le marché français (*N. IPO*) et le rendement moyen du premier jour de cotation relatif à ces introductions (*Sous-évaluation*) dont le lien avec le sentiment de l'investisseur a été établi dans des études antérieures. Une forte activité d'IPOs (un grand volume d'IPOs et une sous-évaluation élevée) est synonyme d'un enthousiasme débordant vis-à-vis du futur et d'une confiance dans les marchés. Le signe attendu de ces deux variables est donc négatif. Nous en apportons la preuve empirique en ce qui concerne le nombre d'IPOs (modèle 3), le coefficient estimé étant négatif et significatif au seuil de 5%, conformément à l'hypothèse H2. Le coefficient estimé de la variable *Sous-évaluation* est également significatif, toutefois, il n'a pas le signe escompté. Le dernier modèle du tableau 4 met simultanément en relation la prime de dividende avec l'indice de confiance annualisé et les variables d'IPOs. Certes, son pouvoir explicatif est supérieur aux modèles précédents ( $R^2$  ajusté = 41%). Cependant, seul l'indice de confiance présente un signe et un seuil de significativité conformes à H2.

**Tableau 4** : La relation prime de dividende - sentiment de l'investisseur

Ce tableau représente les résultats des régressions linéaires de la prime de dividende sur des mesures du sentiment de l'investisseur. La technique d'estimation des erreurs-types est celle de Newey et West (1987). *Prime de dividende* est la différence des logarithmes des moyennes du market-to-book entre payeurs et non-payeurs. Quatre proxys du sentiment de l'investisseur sont utilisés : *Indice de confiance\_annuel*, est une moyenne annuelle de l'indicateur de confiance mensuel calculé sur la base de données d'enquêtes menées auprès de ménages français ; *Indice de confiance\_déc.* est l'indicateur de confiance relatif au mois de décembre ; *N.IPO*, est le nombre annuel d'introductions en bourse en France; *Sous-évaluation*, est la rentabilité anormale moyenne au premier jour de cotation.

Var. dép. : Prime de dividende	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-23,39*** (0,00)	-19,43** (0,01)	8,28 (0,15)	-24,68 (0,18)
<u>Sentiment de l'investisseur</u>				
Indice de confiance_annuel	-1,27** (0,01)			-1,31** (0,04)
Indice de confiance_déc.		-1,03** (0,01)		
<u>Données IPOs</u>				
Sous-évaluation			0,74** (0,03)	0,72*** (0,00)
N. IPO			-0,26** (0,02)	0,05 (0,67)
F-stat.	7,90**	20,79***	4,62**	10,64***
R <sup>2</sup>	32,2%	29,4%	37,5%	51,7%
R <sup>2</sup> ajusté	28,2%	25,2%	29,2%	41,4%
N. Obs.	19	19	18	18

Les *p-value* sont indiquées entre parenthèses. Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1).

#### **2.4.4. Analyse multivariée de la propension à distribuer**

Plusieurs facteurs pèsent sur le choix de politique de dividende. Fama et French (2001) ont déjà démontré que la taille, la profitabilité, et les opportunités de croissance influent sur la décision de paiement. Cependant, leur modèle n'explique que 50% de la diminution des payeurs aux Etats-Unis. Il convient donc, dans notre analyse de l'effet de la prime sur la propension à distribuer, de tenir compte des caractéristiques spécifiques de l'entreprise (dont les facteurs de Fama et French) susceptibles d'impacter le choix de politique de dividende.

##### **a. Données de panel et modèles estimés**

Nous proposons une régression Probit sur données de panel pour la période 1992-2010, qui estime la probabilité de distribution. La variable dépendante, de type dichotomique, prend la valeur 1 si l'entreprise verse un dividende durant l'année et 0 sinon. La prime de dividende est la variable indépendante d'intérêt ; elle est temporelle et ne varie qu'en fonction du temps. Les autres, explicatives, caractérisent les entreprises et varient aussi en fonction du temps. Elles ont été présentées précédemment.

L'estimation des données de panel pose un problème majeure celui de la dépendance des résidus transversalement (cross-sectionally) et dans le temps (serially). Cette forme double de corrélation des erreurs est inhérente à la structure même des données de panel qui se présentent sous la forme d'observations chronologiques d'un groupe d'individus (entreprises) sur une période de temps. Dans ce cas, l'hypothèse d'indépendance des erreurs qui conditionne l'utilisation d'un estimateur standard est vraisemblablement violée. En effet, la non-correction des écarts-types, bien qu'elle n'a pas d'effet sur l'estimateur (qui demeure sans biais et convergent) peut conduire à sous-estimer les écarts-types, à surestimer les statistiques associées aux tests d'hypothèses sur les coefficients estimés, et pour finir à biaiser les résultats et les inférences statistiques. Pourtant, comme le note Petersen (2009), un nombre considérable de travaux publiés ne tiennent pas compte de cette double forme de corrélation des erreurs ou, dans le meilleur des cas, appliquent la méthode de Fama et MacBeth (1973) qui pourtant ne résout qu'une partie du problème.

Deux approches d'estimation conviennent, *a priori*, à la nature de nos données. La première approche consiste à estimer un Probit avec effets aléatoires qui permet de contrôler l'hétérogénéité des effets individuels inobservés et susceptibles d'impacter la probabilité de paiement (*cf.* annexe 1 pour une description du modèle Probit à effets aléatoires). Cette technique présente néanmoins deux inconvénients. D'abord, la présence d'une variable temporelle parmi les variables explicatives rend difficile l'inclusion de variables indicatrices pour les années (effet temps) en raison d'une forte colinéarité entre ces dernières et la prime de dividende. Ensuite, l'estimation d'un modèle à effets aléatoires en présence de variables dépendantes retardées parmi les variables exogènes est problématique car, il y a de forte chance qu'elles soient corrélées avec l'effet aléatoire des résidus (Hsiao 2003). Or, nous savons depuis Lintner (1956) que les dividendes sont stables et persistants dans le temps. Il serait donc judicieux d'en tenir compte par l'inclusion de la variable dépendante retardée dans le modèle de régression.

Par ailleurs, l'hypothèse des effets aléatoires suppose que les composantes du résidu (notamment les effets individuels) soient indépendantes et non corrélées aux variables explicatives. Or, un modèle Logit à effets fixes peut contrôler pour cette possible corrélation, puisque la forme de la fonction logistique convient à la modélisation des effets individuels. Néanmoins, la structure de nos données rend difficile le recours aux effets fixes, car les individus dont le statut (payeur ou non-payeur) est constant sur l'ensemble de la période ne contribuent pas à la vraisemblance. Ceci conduit, dans notre cas, à l'utilisation du tiers des observations totales, soit une perte d'informations non négligeable.

La deuxième technique d'estimation est un Probit sur données empilées (*Pooled Probit*) avec des écarts-types robustes aux clusters. En particulier, nous appliquons la méthode des doubles-clusters robuste à l'auto-corrélation des résidus au sein et entre les clusters (Thompson 2011, Petersen 2009, Cameron et al. 2011). Autrement dit, nous autorisons que les observations d'une même entreprise soient corrélées dans le temps (*firm cluster*) et que les observations entre plusieurs entreprises soient corrélées à une date donnée (*time cluster*). Ce choix est également motivé par la nature des variables explicatives dont certaines varient par entreprise et d'autres évoluent en fonction du temps (prime de dividende et indice de confiance) ; il est donc préférable de corriger pour les deux dimensions de clusters, à savoir l'entreprise et le temps (Thompson, 2011). (*cf.* annexe 2 pour une description de la méthode des doubles-clusters)

Certes, il est possible de combiner la technique du cluster simple (cluster temps) avec les effets fixes individuels. Ceci permet d'une part de contrôler les effets individuels inobservés et autorise en même temps la dépendance des observations entre individus à une date donnée. Toutefois, le modèle à effets fixes nécessite d'introduire des variables muettes pour chaque individu (*firm dummies*) ce qui le rend coûteux en terme de degré de liberté. A ce titre, la méthode des clusters à deux dimensions améliore considérablement la technique d'estimation.

Avant de procéder aux estimations, une attention a été portée aux problèmes de colinéarité entre les variables explicatives en étudiant les indices de VIF (Variance Inflation Factor) de chaque variable et les coefficients de corrélation par paires (annexe 3). Ceci nous a permis de nous assurer de l'absence de problème de colinéarité dans les régressions que nous présentons ci-après.

#### **b. Présentation et interprétation des résultats**

Le tableau 5 présente les résultats des tests relatifs aux hypothèses H3 à H8, pour la période 1992-2010. Afin de tenir compte de la stabilité des politiques de dividende (Lintner 1956), une variable *-Dividende précédent-* faisant référence à la politique antérieure de l'entreprise est incluse dans tous les modèles spécifiés ; c'est une variable binaire qui prend la valeur 1 si l'entreprise a versé un dividende en t-1 et zéro sinon. Les régressions du Probit sont conduites suivant les deux approches d'estimation présentées ci-dessus, soit la technique des effets aléatoires (Panel A) et celle des doubles-clusters (Panel B). A l'exception des modèles (2) et (7), la variable *Market-to-book* a été exclue des régressions afin de s'assurer de la robustesse des résultats, car si le market-to-book est un bon proxy des opportunités de croissance, il n'est pas exclu qu'il puisse refléter une information trop bruitée causée par l'irrationalité des marchés<sup>61</sup>.

A partir du Panel A, les estimations des modèles (1) et (2) indiquent que la probabilité de distribution est fonction croissante de la taille et de la profitabilité et décroissante des opportunités de croissance. Ce résultat valide le modèle de Fama et French (2001) et par conséquent l'hypothèse H3. Notre hypothèse principale, à savoir l'effet de la prime de dividende sur la propension à payer, fait l'objet des régressions des

---

<sup>61</sup> De même, nos soupçons d'endogénéité dans la relation dividende-dettes nous ont mené à reconduire les tests en excluant la variable *Endettement*. Les résultats demeurent inaltérés. Ils ne figurent pas dans le présent article, mais sont disponibles sur demande.

modèles (3) à (7) que nous avons spécifiés de manière à cumuler progressivement les facteurs censés expliquer la politique de dividende. L'estimation du modèle (3) indique que la prime impacte positivement et significativement la décision de distribution, comme le prédit l'hypothèse H4. La prise en compte du risque (modèle 4) n'annule pas l'effet de la prime contrairement à Hoberg et Prabhala (2009). De plus, les entreprises qui ont un niveau de risque élevé (risque systématique et risque idiosyncratique) ont tendance à ne pas verser de dividendes (H5)<sup>62</sup>. De même, l'endettement de la firme tend à diminuer la probabilité de paiement de dividende, conformément à l'hypothèse de substitution des dividendes par les dettes (H6)<sup>63</sup>. Pour ce qui est de la variable *Réserves*, son signe positif est conforme à l'hypothèse de cycle de vie (H7) selon laquelle les entreprises en fin de cycle ont tendance à distribuer la richesse accumulée, étant donné que les perspectives d'investissement se font de plus en plus rares. L'impact de la liquidité (*Volume*) est toutefois non-significatif (H8). Notons par ailleurs que le signe (positif) et la forte significativité de la variable *Dividende précédent* sont conformes à certaines pratiques largement répandues en matière de distribution, à savoir la stabilité des dividendes et la réticence à les supprimer (Lintner 1956). Enfin, l'ensemble des variables explicatives permettent d'expliquer 36 à 41% de la propension à distribuer, ont toutes (à l'exception de *Variation actif* et *Volume*) le signe attendu, et sont significatives aux seuils de 1 et 5%.

La méthode des doubles-clusters (Panel B) amène aux mêmes conclusions et présente des résultats similaires à ceux produits avec la technique des effets aléatoires. En somme, les résultats du tableau 5 constituent un soutien empirique à la *catering theory* ainsi qu'aux théories concurrentes. Ils sont par ailleurs robustes aux techniques de régression et à l'exclusion de la variable *Market-to-book*.

---

<sup>62</sup> Le coefficient estimé du risque spécifique est négatif et significatif au seuil de 1%.

<sup>63</sup> L'exclusion de la variable endettement n'affecte pas les résultats présentés au tableau 5.

**Tableau 5** : Propension à distribuer et prime de dividende

Ce tableau présente les résultats des estimations Probit de la probabilité de paiement selon la méthode des effets aléatoires (Panel A) et celle de l'estimation des écarts-types robustes aux doubles-clusters (Panel B). *Prime de dividende* est la différence des logarithmes des moyennes du market-to-book entre payeurs et non-payeurs. *Taille* est le logarithme de l'actif total. *Profitabilité* est la performance économique mesurée par le ratio retour sur investissement. *Market-to-book* est le rapport entre la valeur de marché des capitaux propres et leur valeur comptable. *Variation actif* est l'accroissement annuel de l'actif. *Dividende précédent* (dummy) est égale à 1 si l'entreprise a payé un dividende en t-1 et 0 sinon. *Endettement* est le rapport des dettes à l'actif total. *Beta* est estimé à partir d'un modèle de marché au moyen de trois années de données hebdomadaires. *Risque spécifique* est la différence entre le risque total (variance des rendements) et le risque systématique estimé. *Réserves* est le rapport des réserves à l'actif total. *Volume* est le rapport entre la moyenne annuelle du nombre d'actions échangées hebdomadairement et le nombre total d'actions en circulation au 31 décembre.

Panel A : Probit avec effets aléatoires

Var. dép. (Payer=1)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Prime de dividende			1,090***	0,858***	0,788**	0,759**	0,759**
Taille	0,282***	0,265***	0,290***	0,267***	0,302***	0,284***	0,283***
Profitabilité	12,539***	12,662***	12,618***	11,717***	11,232***	9,344***	8,437***
Variation actif	0,404*	0,434**	0,418*	0,309	0,366*	0,319	0,377*
Market-to-book		-0,046***					-0,033
Dividende précédent	2,035***	2,065***	2,058***	1,905***	1,884***	1,903***	1,924***
Beta				-0,437***	-0,507***	-0,526***	-0,554***
Risque spécifique				-11,936***	-12,208***	-11,180***	-10,575***
Endettement					-1,382***	-1,336***	-1,604***
Volume						-0,049	0,394
Réserves						1,445**	2,330**
Constante	-2,615***	-2,427***	-2,640***	-1,427***	-1,223***	-1,185***	-1,083***
N. obs.	2907	2869	2815	2572	2572	2403	2371
Pseudo R <sup>2</sup>	35,8%	35,9%	37,0%	39,7%	40,6%	40,5%	40,5%

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)



Panel B : Probit empilé avec doubles-clusters

Var. dép. (Payer=1)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Prime de dividende			0,888 <sup>***</sup>	0,746 <sup>**</sup>	0,678 <sup>**</sup>	0,648 <sup>**</sup>	0,654 <sup>**</sup>
Taille	0,216 <sup>***</sup>	0,207 <sup>***</sup>	0,214 <sup>***</sup>	0,207 <sup>***</sup>	0,233 <sup>***</sup>	0,224 <sup>***</sup>	0,221 <sup>***</sup>
Profitabilité	10,413 <sup>***</sup>	10,899 <sup>***</sup>	10,393 <sup>***</sup>	10,100 <sup>***</sup>	9,558 <sup>***</sup>	8,077 <sup>***</sup>	7,410 <sup>***</sup>
Variation actif	0,306 <sup>*</sup>	0,362 <sup>**</sup>	0,324 <sup>**</sup>	0,252	0,297 <sup>*</sup>	0,258 <sup>*</sup>	0,317 <sup>**</sup>
Market-to-book		-0,050 <sup>***</sup>					-0,032 <sup>**</sup>
Dividende précédent	2,257 <sup>***</sup>	2,253 <sup>***</sup>	2,267 <sup>***</sup>	2,088 <sup>***</sup>	2,063 <sup>***</sup>	2,065 <sup>***</sup>	2,082 <sup>***</sup>
Beta				-0,300 <sup>***</sup>	-0,369 <sup>***</sup>	-0,390 <sup>***</sup>	-0,416 <sup>***</sup>
Risque spécifique				-10,345 <sup>***</sup>	-10,494 <sup>***</sup>	-9,540 <sup>***</sup>	-8,901 <sup>***</sup>
Endettement					-1,094 <sup>***</sup>	-1,052 <sup>***</sup>	-1,230 <sup>***</sup>
Volume						-0,052	0,351
Réserves						1,176 <sup>***</sup>	1,210 <sup>***</sup>
Constante	-2,425 <sup>***</sup>	-2,251 <sup>***</sup>	-2,380 <sup>***</sup>	-1,421 <sup>***</sup>	-1,230 <sup>***</sup>	-1,227 <sup>***</sup>	-1,134 <sup>***</sup>
N. Obs.	2907	2869	2815	2572	2572	2403	2371

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)

#### 2.4.5. Tests de robustesse

Afin d'approfondir l'analyse et de vérifier la robustesse de nos résultats, nous implémentons quelques tests supplémentaires.

##### a. Test de l'effet direct du sentiment de l'investisseur sur la propension à distribuer

Une des critiques qui peut être adressée au modèle de B&W (2004a) concerne la pertinence de la prime comme proxy de la demande de dividende. Une certaine ambiguïté existe quant aux phénomènes économiques qu'elle est susceptible de capter. Certes, pour les partisans du courant behavioriste, la prime de dividende reflète un *mispricing* temporaire dû à une demande irrationnelle, mais, pour les tenants de la théorie de l'efficience des marchés, elle traduit simplement la différence des perspectives de croissance d'une catégorie de firmes (payeurs) par rapport à une autre (non-payeurs). Bien que notre modèle en tienne compte par le biais de variables explicatives mesurant les opportunités de croissance (*Variation actif* et *Market-to-book*) et par la technique d'estimation des effets aléatoires, la prime n'en demeure pas moins une mesure imparfaite du sentiment de l'investisseur. Pour cela, nous testons pour l'impact direct du sentiment sur la politique de dividende, et ceci en remplaçant - dans le modèle de régression - la *Prime de dividende* par la variable *Sentiment*, appréhendée par l'indice de confiance de l'INSEE. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau 6 et se rapportent au modèle exhaustif incluant toutes les variables de contrôle, à l'instar des modèles (6) et (7) du tableau 5. Il en ressort que le sentiment de l'investisseur impacte significativement la probabilité de paiement, comme l'atteste le coefficient négatif et significatif au seuil de 5% et 10% de la variable *Sentiment*, et ce quelle que soit la technique d'estimation. Conformément à l'esprit de la *catering theory*, ce résultat suggère une plus grande propension à distribuer en périodes de sentiment baissier, et *vice versa*.

**Tableau 6** : Propension à distribuer et sentiment de l'investisseur

Ce tableau présente les résultats des estimations Probit de la probabilité de paiement (Payer=1) selon la méthode des effets aléatoires et celle de l'estimation des écarts-types robustes aux doubles clusters. *Sentiment* est une moyenne annuelle de l'indicateur de confiance mensuel calculé sur la base de données d'enquêtes menées auprès de ménages français. *Taille* est le logarithme de l'actif total. *Profitabilité* représente la performance économique de l'entreprise et est mesuré par le ratio retour sur investissement. *Market-to-book* est le rapport entre la valeur de marché des capitaux propres et leur valeur comptable. *Variation actif* est l'accroissement annuel de l'actif. *Endettement* est le rapport des dettes à l'actif total. *Beta* est estimé à partir d'un modèle de marché au moyen de trois années de données hebdomadaires. *Risque spécifique* est la différence entre le risque total (variance des rendements) et le risque systémique estimé. *Réserves* est le rapport des réserves à l'actif total. *Volume* est le rapport entre la moyenne annuelle du nombre d'actions échangées hebdomadairement et le nombre total d'actions en circulation au 31 décembre.

Var. dép. (Payer=1)	Probit avec effets aléatoires				Probit empilé (doubles-clusters)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value
Sentiment	-0,02**	0,01	-0,02**	0,02	-0,02**	0,04	-0,01*	0,08
Taille	0,29***	0,00	0,26***	0,00	0,22***	0,00	0,22***	0,00
Profitabilité	9,22***	0,00	8,32***	0,00	7,90***	0,00	7,24***	0,00
Variation actif	0,33	0,14	0,39*	0,08	0,27*	0,09	0,32*	0,06
Market-to-book			-0,03	0,13			-0,03**	0,03
Dividende précédent	1,95***	0,00	1,96***	0,00	2,10***	0,00	2,11***	0,00
Endettement	-1,34***	0,00	-1,62***	0,00	-1,04***	0,00	-1,22***	0,00
Beta	-0,56***	0,00	-0,59***	0,00	-0,42***	0,00	-0,45***	0,00
Risque spécifique	-10,88***	0,00	-10,34***	0,00	-9,26***	0,00	-8,67***	0,00
Réserves	1,38**	0,04	2,24**	0,01	1,13**	0,00	1,90***	0,00
Volume	-0,02	0,99	0,38	0,77	-0,02	0,96	0,34	0,31
Constante	-1,51***	0,00	-1,39***	0,00	-1,51***	0,00	-1,40***	0,00
N. Obs.	2403		2371		2403		2371	
Pseudo R <sup>2</sup>	40,6%		40,5%					

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)

**b. Extension de l'analyse aux décisions d'augmentation et de diminution du dividende**

Dans une extension du modèle de B&W, Lie et Li (2006) montrent que les décisions de hausse et de baisse du niveau de dividende sont également impactées par l'évolution de la prime du dividende. Nous proposons de tester cette hypothèse en régressant, séparément, la probabilité d'augmenter (de diminuer) le dividende sur la prime et le sentiment de l'investisseur. La variable expliquée *Augmenter (Diminuer)* est égale à 1 si la variation du dividende d'une année à l'autre est strictement positive (négative) et zéro sinon.

Le tableau 7 présente les résultats relatifs à la prime de dividende dont l'effet se révèle positif sur la probabilité d'augmenter le dividende, et négatif sur la probabilité de le diminuer, conformément aux prédictions de la *catering theory*. De plus, une asymétrie s'y révèle, puisque l'effet estimé de la prime est d'amplitude plus forte pour les baisses que pour les hausses du dividende<sup>64</sup>. En ce qui concerne le sentiment de l'investisseur, il est négativement corrélé à la probabilité d'augmentation du dividende et positivement corrélé à la probabilité de diminution<sup>65</sup>. Ce résultat est conforme à la prédiction de la théorie, suggérant que les dirigeants sont moins (plus) incités à réduire le montant du dividende quand le sentiment est bas (haut). Les autres variables explicatives ont toutes les signes attendus quand elles sont significatives.

---

<sup>64</sup> Un examen des effets marginaux serait plus judicieux pour une comparaison des élasticités respectives des décisions de hausse et de baisse du dividende par rapport à la prime.

<sup>65</sup> Les résultats relatifs à l'effet du sentiment de l'investisseur ne sont pas rapportés ici par souci de concision. Ils sont disponibles sur demande.

**Tableau 7** : Propension à augmenter/diminuer le dividende

Ce tableau présente les résultats des estimations Probit de la probabilité d'augmenter/baisser le niveau du dividende d'une année à l'autre, selon la méthode des effets aléatoires et celle des doubles clusters. *Prime* est la différence des logarithmes des moyennes du market-to-book entre payeurs et non-payeurs. *Taille* est le logarithme de l'actif total. *Profitabilité* représente la performance économique de l'entreprise et est mesuré par le ratio retour sur investissement. *Market-to-book* est le rapport entre la valeur de marché des capitaux propres et leur valeur comptable. *Variation actif* est l'accroissement annuel de l'actif. *Endettement* est le rapport des dettes à l'actif total. *Beta* est estimé à partir d'un modèle de marché au moyen de trois années de données hebdomadaires. *Risque spécifique* est la différence entre le risque total (variance des rendements) et le risque systémique estimé. *Réserves* est le rapport des réserves à l'actif total. *Volume* est le rapport entre la moyenne annuelle du nombre d'actions échangées hebdomadairement et le nombre total d'actions en circulation au 31 décembre.

	Augmenter				Diminuer			
	Effets aléatoires		Doubles-clusters		Effets aléatoires		Doubles-clusters	
	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value
Prime	0,69***	0,00	0,58*	0,09	-1,65***	0,00	-1,50***	0,00
Taille	0,25***	0,00	0,21***	0,00	-0,19***	0,00	-0,16***	0,00
Profitabilité	11,88***	0,00	10,41***	0,00	-8,29***	0,00	-7,36**	0,02
Variation actif	0,96***	0,00	0,91***	0,00	-0,68**	0,02	-0,57	0,10
Market-to-book	0,06***	0,00	0,05***	0,00	-0,07**	0,02	-0,07*	0,09
Endettement	-0,25	0,42	-0,16	0,55	0,15	0,71	-0,20	0,60
Beta	-0,40***	0,00	-0,31**	0,03	0,30**	0,01	0,21	0,27
Risque spécifique	-5,41**	0,02	-6,88**	0,03	6,09**	0,02	7,24**	0,04
Réserves	0,29	0,53	0,29	0,67	-0,13	0,82	-0,02	0,98
Volume	-9,84**	0,02	-6,68***	0,00	7,00	0,15	4,49**	0,02
Constante	-1,55***	0,00	-1,23***	0,00	0,07	0,89	-0,07	0,83
N. Obs.	1960		1960		1957		1957	
Pseudo R <sup>2</sup>	13,1%				10,3%			

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)

## 2.5. Quel impact de la structure d'actionnariat sur la relation prime de dividende - propension à distribuer

Il existe un lien étroit entre la structure de propriété et la politique de dividende. En général, l'entreprise fixe son dividende de manière à ce qu'il puisse satisfaire son actionnariat (effet clientèle). La présence de détenteurs de blocs d'actions dans le capital peut, notamment, influencer sur les décisions de dividende selon les préférences de ces derniers. "Dans de nombreux cas, il s'agit d'actionnaires familiaux dont les préférences en matière de dividende divergent fortement de ceux des divers groupes d'actionnaires minoritaires", comme le soulignent Albouy et Schatt (2010). Le marché français, en l'occurrence, se distingue notamment des marchés anglo-saxons par une forte concentration de l'actionnariat où une fraction importante du capital demeure la propriété de quelques actionnaires, souvent des membres de la famille fondatrice. Dès lors, nous gagnerons en clarté si cette spécificité française est prise en compte dans le test de l'hypothèse de *catering incentives*. La deuxième caractéristique actionnariale dont nous souhaitons tenir compte est le poids de l'actionnariat institutionnel dans le capital. En effet, souvent l'on reproche aux investisseurs institutionnels leur myopie court-termiste consistant à privilégier la rentabilité immédiate, sans trop se soucier de la valeur de l'entreprise sur le long terme. Leur attitude court-termiste est soupçonnée exercer une pression sur les dirigeants des entreprises dans lesquelles ils sont impliqués et influencer sur les décisions de ces derniers. Ainsi, nous proposons d'explorer l'impact de la concentration de la propriété familiale d'une part et de l'actionnariat institutionnel d'autre part sur la relation prime de dividende-probabilité de paiement.

### 2.5.1. *L'effet amortisseur du contrôle familial : entreprise familiale vs entreprise managériale*

Concernant leurs préférences, les actionnaires familiaux sont souvent désignés comme favorables à une politique drastique et restreinte en dividendes. En cause, leur grande sensibilité au risque de faillite, or, il se trouve que le versement de dividende augmente ce risque. D'un autre côté, le dividende leur procure un revenu régulier et les prémunie contre une dilution de leur contrôle, en cas de vente de leurs titres. Par ailleurs, dans une entreprise de type familial, les conflits d'intérêt sont moins sévères du fait que les fonctions de décision et de propriété sont souvent entre les mains des mêmes personnes (membres de la famille

actionnaire et siègeant au conseil d'administration). Ainsi, le rôle disciplinaire du dividende se trouve amoindri dans ce type d'entreprise et ne correspond pas aux relations d'agence dirigeant-actionnaires (Charlier et Du Boys, 2011). Il est même perçu comme une simple variable résiduelle issue des contraintes d'autofinancement<sup>66</sup>. En revanche, la théorie recommande un versement de dividende plus conséquent dans les entreprises où il existe une séparation clairement définie entre la propriété et le management (entreprise de type managérial), dans l'objectif de réduire le pouvoir discrétionnaire du dirigeant.

Les actionnaires familiaux sont différents des actionnaires externes à bien des égards. Leur investissement dans l'entreprise est à caractère patrimonial, souvent qualifié de capital patient pour décrire leur engagement sur le long-terme. Par conséquent, leurs préférences en termes de dividende sont relativement stables dans le temps et moins sujettes au sentiment du marché. De même, en raison du contrôle qu'ils exercent sur le dirigeant (quand le dirigeant n'est pas un membre de la famille actionnaire), l'exploitation de l'irrationalité du marché par ce dernier pour capturer une prime à court-terme est moins probable. En revanche, nous soupçonnons le dirigeant d'une entreprise de type managérial d'être davantage porté à se comporter d'une manière opportuniste en étant plus disposé à satisfaire la demande de dividende. Soit l'hypothèse suivante :

***H9 :** La propension à distribuer dans les entreprises familiales est moins corrélée (positivement) à la prime de dividende et (négativement) au sentiment du marché que dans le cas des entreprises managériales*

Pour ce faire, nous formons deux sous-échantillons d'entreprises familiales versus entreprises managériales. Le critère étant l'étendue du pouvoir d'influence des principaux actionnaires (*insiders*) sur les fonctions de décision au sein de l'entreprise. Une entreprise est identifiée de type familial lorsqu'un actionnaire familial figure parmi ses actionnaires de référence, ceci inclut le cas où l'actionnaire de référence est le dirigeant fondateur. En dehors de ces situations, l'entreprise est dite managériale. De manière opérationnelle et simplifiée (puisque les droits de vote ne sont pas pris en compte), une entreprise est sous le contrôle des *insiders* (familiale) à partir du moment où la part du capital détenue par l'actionnaire-famille

---

<sup>66</sup> Voir aussi Calvi-Reveyron (2000) pour une étude de la relation entre niveau de dividendes et structure d'actionnariat en adoptant une typologie de différenciation des entreprises familiales et managériales.

et/ou le dirigeant fondateur est supérieure à un tiers<sup>67</sup> ; en-deçà de ce pourcentage l'entreprise est de type managérial<sup>68</sup>.

### 2.5.2. *Le rôle des actionnaires institutionnels*

Comme nous l'avons précisé ci-dessus, si la thèse de la myopie court-termiste des investisseurs institutionnels est avérée, nous aurions de bonnes raisons de s'attendre à ce que les dirigeants des entreprises largement détenues par cette catégorie d'investisseurs soient plus attentifs à la demande du marché. Toutefois, nous devons aussi tenir compte dans notre raisonnement des préférences des investisseurs institutionnels en matière de dividende, dans l'absolue. L'existence du lien entre la politique de dividende et l'actionnariat institutionnel fait quasiment l'unanimité des études antérieures dont une partie affirme une préférence pour le dividende pour des raisons fiscales<sup>69</sup> (Allen et al. 2000) et/ou juridiques, à l'instar des fonds de pension anglo-saxons (*trustees*) qui ont la contrainte d'optimiser le profit de leurs clients et d'agir dans leurs intérêts, sous peine d'être poursuivis pour manquement à leurs obligations fiduciaires (Brav et Heaton 1998). De plus, la présence d'investisseurs institutionnels dans le capital est souvent associée à une bonne gouvernance et à un renforcement des mécanismes de contrôle conduisant à une meilleure répartition de la richesse dans l'entreprise (Shleifer et Vishny, 1986). D'un autre côté, des études récentes montrent que les investisseurs institutionnels préfèrent de plus en plus le rachat d'actions au versement de dividendes (Grinstein et Michaely, 2005). Dans les deux cas, leurs préférences apparaissent tributaires des contraintes fiscales et /ou juridiques et semblent être motivées par la création de valeur généralement à court et moyen termes. De plus, leur expertise et leur expérience laissent penser qu'ils sont moins sujets aux biais comportementaux et moins affectés par le sentiment du marché, contrairement aux investisseurs individuels. Ceci nous amène à émettre l'hypothèse suivante :

---

<sup>67</sup> Nous suivons Charlier et Du Boys (2011) qui fixent le seuil minimum de la participation actionnariale de la famille à 1/3 ; un seuil qui garantit la « minorité du blocage ».

<sup>68</sup> La non-prise en compte des droits de vote est une source d'erreur potentielle dans notre classification, dans la mesure où leur distribution n'est pas toujours proportionnelle au pourcentage du capital détenu.

<sup>69</sup> Leur taux d'imposition sur les dividendes est inférieur à celui des investisseurs individuels, parfois même nul, le cas des fonds de pension aux Etats-Unis.



**H10** : La propension à distribuer dans les entreprises à actionnariat institutionnel élevé est plus corrélée (positivement) à la prime de dividende et moins corrélée (négativement) au sentiment du marché que dans le cas des entreprises à actionnariat institutionnel faible

Nous constituons deux sous-échantillons sur la base de l'actionnariat institutionnel : le sous-échantillon *Actionnariat institutionnel élevé* comprend les entreprises dont la part du capital détenue par les actionnaires institutionnels est supérieure ou égale à la médiane; les autres entreprises forment le sous-échantillon *Actionnariat institutionnel faible*.

### 2.5.3. Résultats empiriques

Les résultats des tests des hypothèses H9 et H10 sont rapportés respectivement dans les Panels A et B du tableau 8. Ces estimations ont été conduites sur la période 2003-2010 pour laquelle les données d'actionnariat ont pu être collectées, et sont réalisées suivant la méthode des effets aléatoires et celle des doubles-clusters. Nous nous limitons dans la présentation des résultats (tableau 8) à ceux relatifs à l'effet de la prime de dividende<sup>70</sup>.

Le panel A indique que le contrôle familial tend à atténuer l'effet de la prime sur la probabilité de distribution. L'on constate ainsi, une magnitude moins forte et un degré de significativité moins élevé de la variable estimée *Prime* dans le cas des entreprises familiales. L'examen de l'effet marginal de la prime tend à corroborer ces observations. Ce résultat est conforme avec l'hypothèse H9 et suggère que le contrôle exercé par l'actionnaire-famille tempère en moyenne la disposition du dirigeant à se comporter d'une manière opportuniste, les intérêts de ce dernier étant plus alignés sur ceux de l'actionnaire familial dans ce cas particulier. En revanche, plus le capital est dispersé (entreprise managériale) plus grande est l'incitation du manager à répondre à la demande afin de tirer profit de la prime. Nous aboutissons aux mêmes conclusions en ce qui concerne l'effet de la variable *Sentiment* sur la probabilité de distribution.

Pour le reste des variables explicatives, la profitabilité et la stabilité de la politique de dividende déterminent dans une large mesure la propension à distribuer. Pour les entreprises managériales, le risque spécifique et la liquidité jouent un rôle primordial dans la décision de paiement. Notamment, la variable *Volume* devient négative et significative, contrairement aux

---

<sup>70</sup> Les estimations de l'effet du sentiment dans les hypothèses H9 et H10 sont disponibles sur demande.

estimations précédentes qui ont porté sur une période plus lointaine dans le temps (tableau 5). Ceci peut être interprété par l'amélioration de la liquidité et la baisse des coûts de transactions sur le marché français durant la dernière décennie. De telles conditions garantissent une plus grande substituabilité entre dividendes et gains en capital.

Le Panel B présente les résultats concernant le rôle de l'actionnariat institutionnel dans la relation prime-propension à distribuer. Il en ressort un effet positif et significatif de la prime dans les deux sous-échantillons, qui est, toutefois, plus grand pour les entreprises à actionnariat institutionnel élevé. En particulier, l'effet marginal de la prime sur la probabilité de paiement est de 0,75 (significatif à 1%) pour ces entreprises, contre 0,28 pour les entreprises à faible actionnariat institutionnel. Ce résultat valide l'hypothèse H10, dans le sens où l'incitation du dirigeant à répondre à la demande de dividende est renforcée en présence d'actionnaires institutionnels motivés par la création de valeur à court et moyen termes. D'autres régressions, non-rapportées ici, ont permis de valider un effet significatif du sentiment, uniquement dans le groupe d'entreprises à faible participation institutionnelle (effet marginal significatif à 5%), corroborant l'affirmation selon laquelle les actionnaires institutionnels sont moins sujets aux biais psychologiques, et donc moins affectés par le sentiment du marché. A contrario, un actionnariat individuel élevé incite les dirigeants à prendre des décisions qui vont dans le sens du sentiment général du marché.

En somme, ces résultats réaffirment l'influence exercée par le contrôle familial d'une part et l'actionnariat institutionnel d'autre part sur les décisions de distribution. En outre, ils soutiennent indirectement l'hypothèse du court-termisme des investisseurs institutionnels. La prise en compte des caractéristiques actionnariales a permis d'affiner la vérification empirique de la *catering theory*, et de valider la pertinence du facteur psychologique dans les décisions de politique de dividende.

**Tableau 8** : Impact de la structure d'actionnariat sur les incitations des dirigeants à répondre à la demande de dividende

Ce tableau présente les résultats des estimations Probit de la probabilité de paiement (Payer=1) suivant la méthode des effets aléatoires et celle des doubles-clusters.

Panel A: Les régressions ont été réalisées sur deux sous-échantillons formés sur la base du critère du contrôle familial, à savoir les entreprises familiales - où l'actionnaire famille détient 1/3 et plus du capital- et les entreprises managériales.

Panel B: Les régressions ont été réalisées sur deux sous-échantillons formés sur la base de l'actionnariat institutionnel, à savoir le groupe *Actionnariat institutionnel faible* - constitué des firmes dont la fraction du capital détenue par les investisseurs institutionnels est inférieure à la médiane – et le groupe *Actionnariat institutionnel élevé* comprenant les entreprises dont l'actionnariat institutionnel est supérieur à la médiane.

*Prime* est la différence des logarithmes des moyennes du market-to-book entre payeurs et non-payeurs. *Taille* est le logarithme de l'actif total. *Profitabilité* représente la performance économique de l'entreprise et est mesuré par le ratio retour sur investissement. *Market-to-book* est le rapport entre la valeur de marché des capitaux propres et leur valeur comptable. *Variation actif* est l'accroissement annuel de l'actif. *Endettement* est le rapport des dettes à l'actif total. *Beta* est estimé à partir d'un modèle de marché au moyen de trois années de données hebdomadaires. *Risque spécifique* est la différence entre le risque total (variance des rendements) et le risque systémique estimé. *Réserves* est le rapport des réserves à l'actif total. *Volume* est le rapport entre la moyenne annuelle du nombre d'actions échangées hebdomadairement et le nombre total d'actions en circulation au 31 décembre.

Panel A : Contrôle familial

Var. dép. (Payer=1)	<i>Entreprises familiales</i>				<i>Entreprises managériales</i>			
	Effets aléatoires		Doubles-clusters		Effets aléatoires		Doubles-clusters	
	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value
Prime	4,49*	0,07	3,66**	0,02	5,13***	0,00	4,90***	0,00
Taille	0,44*	0,09	0,33	0,11	0,22***	0,00	0,21***	0,00
Profitabilité	10,26**	0,04	9,01**	0,04	6,20***	0,00	5,89***	0,00
Variation actif	2,35	0,13	1,77	0,21	1,44**	0,02	1,41***	0,00
Market-to-book	-0,14	0,26	-0,14*	0,06	-0,06	0,32	-0,05	0,28
Div. précédent	2,04***	0,00	2,01***	0,00	1,83***	0,00	1,86***	0,00
Endettement	-1,17	0,37	-0,88	0,59	-1,18	0,10	-1,12	0,10
Beta	-0,37	0,45	-0,31	0,30	0,53	0,14	0,53*	0,09
Risque spécifique	-14,72	0,26	-10,95	0,11	-38,67***	0,00	-36,73***	0,00
Réserves	2,86	0,31	1,92***	0,00	1,34	0,23	1,29*	0,09
Volume	-106,76	0,43	-76,63	0,36	-164,91***	0,00	-160,27***	0,00
Constante	-1,40	0,34	-1,16	0,17	0,76	0,35	0,64	0,28
Effet marginal [Prime]	0,25	0,21			0,65***	0,00		
N. obs.	427		427		687		687	
Pseudo R <sup>2</sup>	50,6%				49,1%			

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)

Panel B : Actionnariat institutionnel

Var. dép. (Payer=1)	<i>Actionnariat institutionnel élevé</i>				<i>Actionnariat institutionnel faible</i>			
	Effets aléatoires		Doubles-clusters		Effets aléatoires		Doubles-clusters	
	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value	coeff.	p-value
Prime	5,66 <sup>***</sup>	0,00	4,90 <sup>***</sup>	0,00	4,32 <sup>***</sup>	0,00	4,32 <sup>***</sup>	0,00
Taille	0,39 <sup>***</sup>	0,00	0,32 <sup>***</sup>	0,00	0,17 <sup>*</sup>	0,07	0,17 <sup>*</sup>	0,07
Profitabilité	9,22 <sup>***</sup>	0,00	7,53 <sup>**</sup>	0,04	3,44	0,25	3,44	0,22
Variation actif	1,55 <sup>**</sup>	0,04	1,38 <sup>***</sup>	0,00	2,14 <sup>**</sup>	0,02	2,14 <sup>***</sup>	0,00
Market-to-book	-0,08	0,30	-0,06	0,19	-0,07	0,29	-0,07 <sup>**</sup>	0,14
Div. précédent	2,00 <sup>***</sup>	0,00	2,04 <sup>***</sup>	0,00	1,70 <sup>***</sup>	0,00	1,70 <sup>***</sup>	0,00
Endettement	-0,33	0,72	-0,19	0,86	-1,94 <sup>**</sup>	0,01	-1,94 <sup>**</sup>	0,03
Beta	0,19	0,62	0,23	0,43	0,08	0,85	0,08	0,81
Risque spécifique	-20,31 <sup>*</sup>	0,05	-17,99 <sup>***</sup>	0,00	-39,16 <sup>***</sup>	0,00	-39,16 <sup>***</sup>	0,00
Réserves	1,22	0,30	1,11 <sup>***</sup>	0,00	4,08 <sup>*</sup>	0,09	4,08 <sup>***</sup>	0,00
Volume	-181,49 <sup>***</sup>	0,00	-162,66 <sup>***</sup>	0,00	-9,87	0,89	-9,87	0,83
Constante	-1,18	0,25	-1,15	0,31	1,47 <sup>*</sup>	0,09	1,47 <sup>*</sup>	0,05
Effet marginal [Prime]	0,75 <sup>***</sup>	0,00			0,28 <sup>***</sup>	0,00		
N. obs.	555		555		558		558	
Pseudo R <sup>2</sup>	47,2%				56,9%			

Seuil de significativité : \*\*\* (p<0,01), \*\* (p<0,05), \* (p<0,1)

## 2.6. Conclusion

L'objet de notre recherche était de tester l'hypothèse du *catering* de B&W (2004a) dans le cadre de choix de politique de dividende et pour le cas du marché français. Selon cette théorie, les dirigeants tirent avantage des inefficiences du marché et du comportement irrationnel des investisseurs en prenant des décisions qui sont au goût du marché, afin de stimuler la demande et booster les prix. Cette théorie contribue à expliquer la dynamique du choix de politique de dividende en fonction de l'évolution des préférences des investisseurs dans le temps. Sous l'hypothèse implicite de la rationalité limitée des investisseurs, leurs préférences peuvent générer une demande - non justifiée par les fondamentaux - pour le dividende. Comme B&W (2004a), nous estimons cette demande par l'écart de valorisation entre les entreprises distributrices (payeurs) versus les entreprises qui ne versent pas de dividende (non-payeurs). Il en résulte une prime si la différence de valorisation est positive et une décote quand l'écart est négatif. La théorie prédit que la propension à distribuer est fonction croissante de la prime.

L'étude a porté sur les entreprises françaises (hors les sociétés financières et du service public) du SBF-250 sur la période 1992 - 2010. Les résultats de l'ensemble des tests et régressions que nous avons menés ont conduit à valider la théorie de *catering* de B&W. Tant l'étude des séries temporelles du pourcentage des payeurs que l'analyse en données de panel de la probabilité de distribution ont mis en évidence un effet significatif de la prime de dividende et un effet négatif du sentiment de l'investisseur, et ce après avoir contrôlé (dans l'analyse multivariée) diverses variables pour appréhender les arguments concurrents de la décision de distribution, conformément à la littérature existante. Ainsi, nous avons pu vérifier que la propension à distribuer augmente avec la taille et la profitabilité et diminue en fonction des opportunités de croissance (Fama et French, 2001). Comme Hoberg et Prabhala (2009), nos résultats valident la pertinence du risque dans les décisions de versement de dividende, mais contrairement à eux, l'effet de la prime demeure significatif même après l'inclusion de variables de risques systématique et idiosyncratique dans le modèle de régression.

L'essentiel de nos résultats, eu égard à l'objectif de cette recherche, suggèrent que les dirigeants sont incités à répondre à la demande de dividende lorsque les titres payeurs sont cotés avec une prime par rapport aux titres non-payeurs et quand le sentiment de l'investisseur est au plus bas. Des tests additionnels ont permis de valider le modèle de Lie et Li (2006) qui

constitue une extension des travaux de B&W (2004a) aux décisions d'augmentation et de diminution du dividende.

Par ailleurs, la prise en compte des variables actionnariales, à savoir la concentration du capital entre les mains de quelques actionnaires familiaux et la présence d'investisseurs institutionnels dans le capital, a permis d'affiner l'analyse. En particulier, le contrôle familial semble tempérer l'incitation des dirigeants à aligner leurs politiques de dividende sur la demande du marché. En revanche, une forte participation d'actionnaires institutionnels dans le capital tend à exacerber la réponse des entreprises à la demande. Dans l'ensemble, les résultats de cette étude empirique ont contribué à améliorer notre compréhension des mécanismes qui sous-tendent la politique de dividende des entreprises françaises et suggèrent la pertinence du facteur psychologique dans la décision de distribution.

## Bibliographie

- Albouy M. & Schatt A. (2010) La politique de dividende permet-elle de discipliner les dirigeants?, *Revue Française de Gouvernance d'Entreprise*, 9, 7-22.
- Allen F., Bernardo A. & Welch I. (2000) A theory of dividends based on tax clienteles, *Journal of Finance*, 55(6), 2499–2536.
- Baker M. & Wurgler J. (2004a) A catering theory of dividends, *Journal of Finance*, 59(3), 1125–1165.
- Baker M. & Wurgler J. (2004b) Appearing and disappearing dividends: The link to catering incentives, *Journal of Financial Economics*, 73(2), 271–288.
- Baker M. & Wurgler J. (2006) Investor sentiment and cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.
- Banerjee S., Gatchev V.P. & Spindt A. (2007) Stock market liquidity and firm dividend policy, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(2), 369-397.
- Barberis N., Shleifer A. & Vishny R. (1998) A model of investor sentiment, *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343.
- Bhattacharya S. (1979) Imperfect information, dividend policy, and the bird in the hand fallacy, *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 259-270.
- Black F. (1976) The Dividend Puzzle, *Journal of Portfolio Management*, 2(2), 5-8.
- Brav A. & Heaton J.B. (1998) Did ERISA's prudent man rule change the pricing of dividend omitting firms?, Working paper, Duke University.
- Brav A., Graham J.R., Harvey C.R. & Michaely R. (2005) Payout policy in the 21st century, *Journal of Financial Economics*, 77(3), 483-527.
- Brown G.W. & Cliff M.T. (2005) Investor sentiment and asset valuation, *Journal of Business*, 78(2), 405-440.
- Calvi-Reveyron M. (2000) Le capitalisme familial, dans un contexte français, induit-il moins de dividendes que les autres formes d'actionariat?, *Finance Contrôle Stratégie*, 3(1), 81-116.
- Cameron A.C., Gelbach J. & Miller D. (2011) Robust inference with multi-way clustering, *Journal of Business and Economic Statistics*, 29(2), 238-249.
- Campbell C.J., Rhee S.G., Du Y. & Tang N. (2009) Market sentiment, IPO underpricing, and valuation, Working paper.



- Campbell J., Lettau M., Malkiel B. & Xu Y. (2001) Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk, *Journal of Finance*, 56(1), 1-43.
- Charlier P. & Du Boys C. (2011) Gouvernance familiale et politique de distribution aux actionnaires, *Finance Contrôle Stratégie*, 14(1), 5-31.
- Daniel K., Hirshleifer D. & Subrahmanyam A. (1998) Investor psychology and security market under-and over-reactions, *Journal of Finance*, 53(6), 1839-1885.
- DeAngelo H., DeAngelo L. & Skinner D. (2008) Corporate payout policy, *Foundations and Trends in Finance*, 3, 95-287.
- DeAngelo H., DeAngelo L. & Stulz R.M. (2006) Dividend policy and the earned/contributed capital mix: A test of the lifecycle theory, *Journal of Financial Economics*, 81(2), 227-254.
- Denis D. & Osobov I. (2008) Why do firms pay dividends? International evidence on the determinants of dividend policy, *Journal of Financial Economics*, 89(1), 62-82.
- Du Boys C. (2009) Is payout policy part of the corporate governance system? The case of France, *European Journal of International Management*, 3(1), 42-59.
- Fama E. & French K. (2001) Disappearing dividends: Changing firm characteristics or lower propensity to pay?, *Journal of Financial Economics*, 60, 3-44.
- Fama E. & MacBeth J. (1973) Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Ferris S., Sen N. & Yui H.P. (2006) God save the queen and her dividends: Corporate payouts in the U.K., *Journal of Business*, 79(3), 1149-1173.
- Ferris S.P., Jayaraman N. & Sabherwal S. (2009) Catering effects in corporate dividend policy: The international evidence, *Journal of Banking and Finance*, 33(9), 1730-1738.
- Fisher K.L. & Statman M. (2003) Consumer confidence and stock returns, *Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115-127.
- Graham J.R. & Kumar A. (2006) Do dividend clienteles exist? Evidence on dividend preferences of retail investors, *Journal of Finance*, 61(3), 1305-1336.
- Grinstein Y. & Michaely R. (2005) Institutional holdings and payout policy, *Journal of Finance*, 60, 1389-1426.

- Hoberg G. & Prabhala N.R. (2009) Disappearing dividends, catering, and risk, *The Review of Financial Studies*, 22, 79-116.
- Hong H. & Stein J. (1999) A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets, *Journal of Finance*, 54(6), 2143-2184.
- Hsiao C. (2003) *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Jensen M.C. & Meckling W.H. (1976) Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- Kahneman D. & Tversky A. (1979) Prospect theory: An analysis of decision under risk, *Econometrica*, 47(2), 263-291.
- Kumar A. & Lee C.M. (2006) Retail investor sentiment and retail co-movements, *Journal of Finance*, 61(5), 2451-2486.
- La Porta R., Lopez-De Silanes F., Shleifer A. & Vishny R. (2000) Agency problems and dividend policy around the world, *Journal of Finance*, 55(1), 1-33.
- Lee C.M., Shleifer A. & Thaler R.H. (1991) Investor sentiment and the closed-end fund puzzle, *Journal of Finance*, 46(1), 75-110.
- Lie E. & Li W. (2006) Dividend changes and catering incentives, *Journal of Financial Economics*, 80(2), 293-308.
- Lintner J. (1956) Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes, *American Economic Review*, 46(2), 97-113.
- Lowry M. (2003) Why does IPO volume fluctuate so much? *Journal of Financial Economics*, 67(1), 3-40.
- Michaelis R., Thaler R.H. & Womack K. (1995) Price reactions to dividend initiations and omissions: Overreaction or drift? *Journal of Finance*, 50(2), 573-608.
- Miller M. & Modigliani F. (1961) Dividend policy, growth and the valuation of shares, *Journal of Business*, 34(4), 411-433.
- Miller M. & Rock K. (1985) Dividend policy under asymmetric information, *Journal of Finance*, 40(4), 1031-1051.
- Myers S.C. (1977) Determinants of corporate borrowing, *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175.
- Newey W.K. & West K.D. (1987) A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55(3), 703-708.

- Pástor L. & Stambaugh R.F. (2003) Liquidity risk and expected stock returns, *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685.
- Pástor L. & Veronesi P. (2003) Stock Valuation and Learning about Profitability, *Journal of Finance*, 58(5), 1749-1790.
- Petersen M. (2009) Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches, *Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.
- Petit R.R. (1977) Taxes, transaction costs and the clientele effect of dividends, *Journal of Financial Economics*, 5(3), 419-436.
- Ritter J. & Welch I. (2002) A review of IPO activity, pricing, and allocations, *Journal of Finance*, 57(4), 1795-1828.
- Shefrin H. & Statman M. (1984) Explaining investor preference for cash dividends, *Journal of Financial Economics*, 13(2), 253-282.
- Shleifer A. & Vishny R. (1986) Large shareholders and corporate control, *Journal of Political Economy*, 94(3), 461-488.
- Shleifer A. & Vishny R. (1997) A Survey of corporate governance, *Journal of Finance*, 52(2), 737-783.
- Thaler R.H. & Shefrin H. (1981) An economic theory of self-control, *Journal of Political Economy*, 89(2), 392-406.
- Thompson S.B. (2011) Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time, *Journal of Financial Economics*, 99(1), 1-10.
- Tsuji C. (2010) A test of the catering theory of dividends: The case of the Japanese electric appliances industry, *Journal of Management Research*, 2(2), 1-16.
- von Eije H. & Megginson W. (2008) Dividends and share repurchases in the European Union, *Journal of Financial Economics*, 89(2), 347-374.
- White H. (1980) A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- Zouaoui M. (2005) Le sentiment de l'investisseur et les rentabilités des actions. Cahier de recherche, Université Pierre Mendès France.

## Annexes

### Annexe 1 : Le modèle Probit à effets aléatoires

L'estimation du modèle Probit à effets aléatoires présente l'avantage de tenir compte de l'hétérogénéité aléatoire inobservée et d'utiliser à la fois les deux dimensions liées à nos observations firme-année, à savoir la variabilité individuelle et la variabilité temporelle. La présentation générale du modèle est comme suit :

$$Y_{it}^* = X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{si } Y_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

Avec,  $Y_{it}$  une variable latente qui représente, dans le cadre de notre analyse, la propension à payer (ou ne pas payer) des dividendes,  $X_{it}$  désigne l'ensemble des variables explicatives et  $\beta$  est le vecteur des paramètres (à estimer) associés à ces variables. Enfin,  $\varepsilon_{it}$  est un terme d'erreur composé d'un bruit pur  $v_{it}$  et d'un terme  $u_i$  représentant l'effet individuel aléatoire, constant au cours du temps.

$$\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$$

$$v_{it} \rightarrow N(0,1)$$

$$u_i \rightarrow N(0, \sigma_u^2)$$

La probabilité de paiement est spécifiée comme suit :

$$\Pr(Y_{it} = 1 | X_{it}) = \Phi(X_{it}\beta + u_i)$$

Où  $\Phi$  est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite et les paramètres du vecteur  $\beta$  sont estimés selon la méthode du maximum de vraisemblance. Contrairement à un modèle Probit sur données empilées, le modèle à effets aléatoires permet de tenir compte de la corrélation entre les résidus pour un même individu (entreprise) à des dates différentes (Rho). On a :

$$\begin{aligned} \text{Var}(\varepsilon_{it}) &= \sigma_u^2 + 1 \\ \text{(Rho)} \quad \rho &= \text{corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + 1} \quad (t \neq s) \end{aligned}$$

Rho représente donc la part de la variance totale du terme d'erreur due à l'hétérogénéité non observée.

## **Annexe 2 :** La méthode d'estimation des écarts-types robustes aux doubles clusters

Dans notre étude, nous utilisons la méthode des clusters (ou groupes), présentée par Cameron et al. (2011) et Thompson (2011), qui permet de corriger les biais des écart-types en considérant que des corrélations temporelles et individuelles pourraient coexister. Cette méthode est dérivée de celle de White (1980) dans le cas particulier de données de panel avec groupes. La méthode des clusters à deux dimensions (Two-way clustering) étant la généralisation de celle des clusters à une dimension (One-way clustering), nous commençons par présenter cette dernière.

### ***Cluster à une dimension***

On considère un modèle linéaire dans lequel les individus sont caractérisés par leur place dans l'échantillon ( $i=1$  à  $N$  individus) et par leur appartenance à un groupe ou cluster ( $g=1$  à  $G$ ). Où  $y_{ig}$  est la variable expliquée et  $x_{ig}$  est le vecteur des  $k$  variables explicatives de dimension  $(k,1)$ .

$$y_{ig} = x_{ig}'\beta + \varepsilon_{ig}$$

Les erreurs doivent remplir la condition suivante :

$$E(\varepsilon_{ig}\varepsilon_{jg} / x_{ig}x_{jg}') = 0 \quad \text{pour } i \neq j \text{ et } g \neq g'$$

Les erreurs des individus ne sont pas corrélées entre les individus de différents groupes. Mais, et c'est ce qui nécessite une correction, les individus appartenant au même groupe peuvent être corrélés et hétéroscédastiques. En groupant les observations par cluster, on peut écrire :

$$Y_g = X_g\beta + \varepsilon_g$$

Pour tous les clusters, on peut écrire un modèle général où  $Y$  et  $\varepsilon$  sont les vecteurs de dimension  $(N,1)$ ,  $X$  est une matrice de dimension  $(N \times k)$  avec  $N = \sum_{g=1}^G N_g$

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

Les estimateurs de la méthode MCO sont calculés par l'équation suivante :

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y = \left( \sum_{g=1}^G X'_g X_g \right)^{-1} \sum_{g=1}^G X'_g Y_g$$

La matrice des variances-covariances des estimateurs :

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \left( \sum_{g=1}^G X'_g \Omega_g X_g \right) (X'X)^{-1}$$

La matrice des variances covariances des estimateurs dépend de la matrice inconnue :

$$\Omega_g = \text{Var}(\varepsilon_g / X_g) = E(\varepsilon_g \varepsilon'_g / X_g)$$

L'estimateur de la matrice des variances covariances est :

$$\hat{\text{Var}}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \left( \sum_{g=1}^G X'_g \hat{\varepsilon}_g \hat{\varepsilon}'_g X_g \right) (X'X)^{-1} = (X'X)^{-1} \hat{B} (X'X)^{-1}$$

Car  $\hat{\varepsilon}_g \hat{\varepsilon}'_{g'} = 0$  si  $g \neq g'$  puisque les résidus ne sont pas corrélés entre les différents clusters), on a donc :

$$\begin{aligned} \hat{B} &= \sum_{g=1}^G X'_g \hat{\varepsilon}_g \hat{\varepsilon}'_g X_g \\ &= X' \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \varepsilon'_1 & \cdots & 0 \\ & \varepsilon_2 \varepsilon'_2 & \vdots \\ \vdots & \ddots & \\ 0 & \cdots & \varepsilon_G \varepsilon'_G \end{bmatrix} X \\ &= X' \left( \hat{\varepsilon} \hat{\varepsilon}' * \begin{bmatrix} E'_1 & \cdots & 0 \\ & E'_2 & \vdots \\ \vdots & \ddots & \\ 0 & \cdots & E'_G \end{bmatrix} \right) X \end{aligned}$$

Où on définit pour chaque groupe  $g$   $E_g$  une matrice de dimension  $N_g \times N_g$  dont tous les éléments sont égaux à 1.

Nous notons  $*$  l'opérateur effectuant le produit d'Hadamard ou produit composante par composante de deux matrices.

$$S^G = \begin{bmatrix} E_1' & \dots & 0 \\ & E_2' & \vdots \\ \vdots & & \ddots \\ 0 & \dots & E_G' \end{bmatrix}$$

Les éléments  $a_{ij}$  de la matrice  $SG$  sont égaux à 1 si l'observation  $i$  et l'observation  $j$  appartiennent au même groupe et égaux à 0 sinon.

$$\hat{B} = X'(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}' * S^G)X$$

La matrice des variances covariances est estimée de manière suivante. On estime d'abord les paramètres  $\beta$  par les MCO. A partir de ces estimateurs, on construit les séries des résidus individuels  $\hat{\varepsilon}_i = Y_i - X_i'\hat{\beta}$  pour déterminer  $\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}'$  et donc déterminer  $\hat{\beta}$  et  $\hat{Var}(\hat{\beta})$ .

### **Cluster à deux dimensions**

Dans la partie précédente, on considère que chaque individu ne peut être caractérisé que par une dimension : son groupe  $g$ , chaque observation appartenant à un seul groupe de la dimension  $G$ . On suppose dans cette partie que les observations peuvent être regroupées selon deux dimensions  $G$  et  $H$ , chaque observation appartenant à la fois au groupe  $g$  pour la dimension  $G$  et au groupe  $h$  pour la seconde dimension où  $h \in \{1, 2, \dots, H\}$ . Cette configuration correspond par exemple à des données de panel où  $g$  serait la dimension individuelle et  $h$  la dimension temporelle.

On a :

$$y_{igh} = x_{igh}'\beta + \varepsilon_{igh}$$

$$\text{Où } E(\varepsilon_{igh}\varepsilon_{jgh} / x_{igh}x_{jg'h'}) = 0 \quad \text{pour } i \neq j, g \neq g' \text{ et } h \neq h'$$

Cette hypothèse signifie que les erreurs peuvent être corrélées dans chaque groupe mais ne sont pas corrélées entre groupes différents. On détermine la matrice des variances-covariances des estimateurs dans ce cas par simple extension de la relation précédente. La matrice centrale peut alors être réécrite de la façon suivante :

$$\hat{B} = X'(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}' .* S^{GH})X$$

La matrice  $S^{GH}$  est de dimension  $(N \times N)$  et son élément  $a_{ij}$  est égale à 1 si la  $i^{\text{ème}}$  et la  $j^{\text{ème}}$  observation appartiennent au même groupe et 0 sinon.

Les variances covariances des estimateurs sont obtenues de la même manière que dans le cas à une seule dimension. En effet, on peut développer  $S^{GH}$  de façon suivante :

$$S^{GH} = S^G + S^H - S^{G \cap H}$$

Où les trois matrices  $S^G$ ,  $S^H$  et  $S^{G \cap H}$  sont de dimension  $(N \times N)$  et les éléments de ces matrices sont égaux à 1 ou 0. L'élément  $a_{ij}$  de la matrice  $S^G$  est égale à 1 si la  $i^{\text{ème}}$  et la  $j^{\text{ème}}$  observation appartiennent au même cluster  $g$  et 0 sinon. L'élément  $b_{ij}$  de la matrice  $S^H$  est égale à 1 si la  $i^{\text{ème}}$  et la  $j^{\text{ème}}$  observation appartiennent au même cluster  $h$  et 0 sinon.

On constate que les observations qui appartiennent à la fois au cluster  $g \in \{1, 2, \dots, G\}$  et au cluster  $h \in \{1, 2, \dots, H\}$  sont comptées deux fois dans la matrice  $(S^G + S^H)$ . La soustraction de  $S^{G \cap H}$  corrige ce double compté. Les éléments  $c_{ij}$  de la matrice  $S^{G \cap H}$  sont donc déterminés tel que  $c_{ij}$  est égal à 1 si  $i^{\text{ème}}$  et la  $j^{\text{ème}}$  observation appartiennent simultanément aux mêmes clusters  $g$  et  $h$ .

On a :

$$\hat{B} = X'(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}' .* S^G)X + X'(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}' .* S^H)X - X'(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}' .* S^{G \cap H})X$$

$$\begin{aligned} \hat{Var}(\hat{\beta}) &= (X'X)^{-1} X'(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}' .* S^G)X (X'X)^{-1} \\ &+ (X'X)^{-1} X'(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}' .* S^H)X (X'X)^{-1} \\ &- (X'X)^{-1} X'(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}' .* S^{G \cap H})X (X'X)^{-1} \end{aligned}$$

$$\hat{Var}(\hat{\beta}) = \hat{Var}(\hat{\beta})_G + \hat{Var}(\hat{\beta})_H - \hat{Var}(\hat{\beta})_{G \cap H}$$



Les trois termes de l'écriture de la matrice des variances des estimateurs peuvent être calculés séparément.  $\hat{Var}(\hat{\beta})_G$  et  $\hat{Var}(\hat{\beta})_H$  sont respectivement la matrice des variances des estimateurs estimées par la méthode cluster pour la dimension G et la matrice des variances des estimateurs estimées pour la dimension H.  $\hat{Var}(\hat{\beta})_{G \cap H}$  est la matrice des variances des estimateurs estimées en utilisant à la fois les clusters g et h.

Pour les deux dimensions individuelles et temporelles, on a :

$$\hat{Var}(\hat{\beta}) = \hat{Var}(\hat{\beta})_{individu} + \hat{Var}(\hat{\beta})_{temps} - \hat{Var}(\hat{\beta})_{individu \cap temps}$$

Si dans les données, on n'a qu'une observation appartenant à la fois au groupe g et au groupe h comme c'est le cas pour des données de panel,  $\hat{Var}(\hat{\beta})_{G \cap H}$  est la matrice de White (1980) destinée à corriger l'hétéroscédasticité des erreurs.

On a donc :

$$\hat{Var}(\hat{\beta}) = \hat{Var}(\hat{\beta})_{individu} + \hat{Var}(\hat{\beta})_{temps} - \hat{Var}(\hat{\beta})_{White}$$

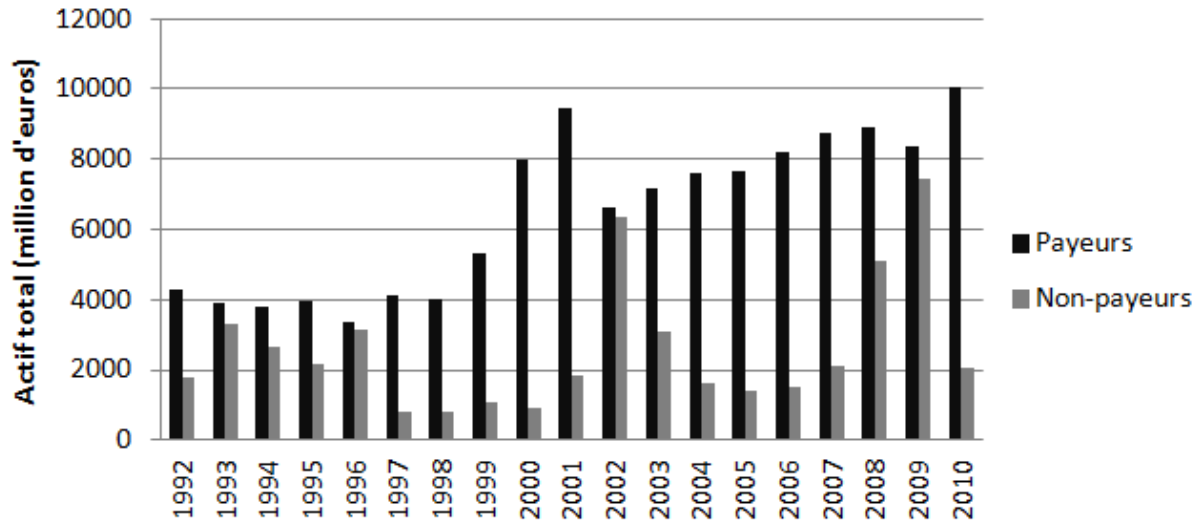
**Annexe 3 : Matrice des corrélations**

	Prime div.	Taille	Profitabilité	Var. actif	M/B	Endettement	Beta	Risque spécifique	Réserves	Volume
Prime div.	1,00									
Taille	-0,02	1,00								
Profitabilité	-0,02	-0,03	1,00							
Var. actif	-0,07*	-0,01	0,25*	1,00						
M/B	-0,04	-0,27*	0,28*	0,17*	1,00					
Endettement	-0,03	0,19*	-0,17*	-0,03	-0,22*	1,00				
Beta	-0,03	0,32*	-0,16*	-0,06	0,01	0,02	1,00			
Risque spécifique	0,01	-0,23*	-0,22*	-0,08*	0,05	0,01	0,23*	1,00		
Réserves	0,02	0,11*	0,66*	0,09*	0,07	-0,05	-0,09*	-0,18*	1,00	
Volume	-0,05	0,35*	-0,07	-0,09*	-0,02	0,06	0,23*	-0,02	0,01	1,00

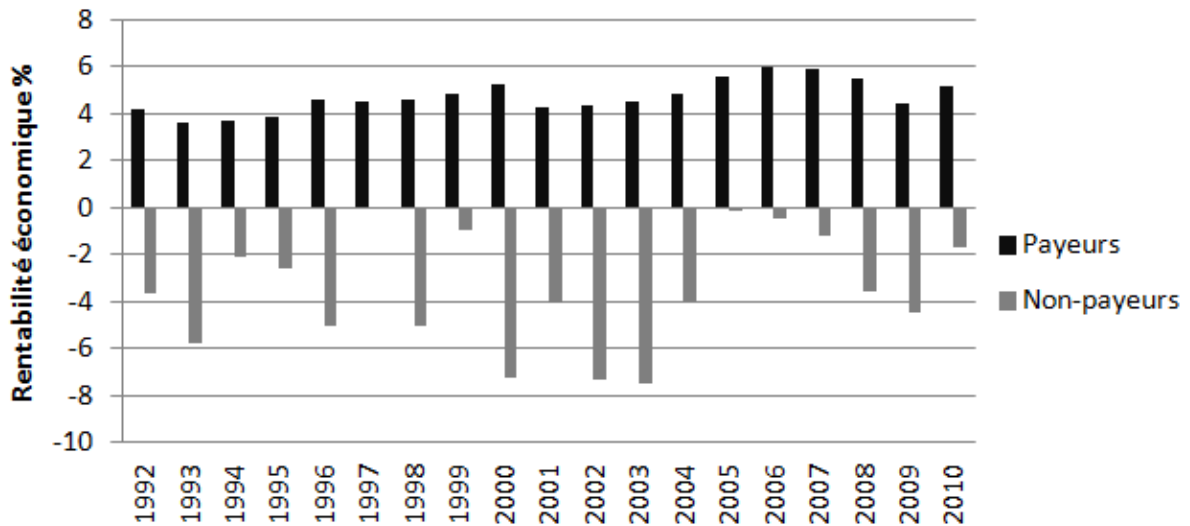
Seuil de significativité : \* (p<0,01)

Annexe 4 : Graphiques

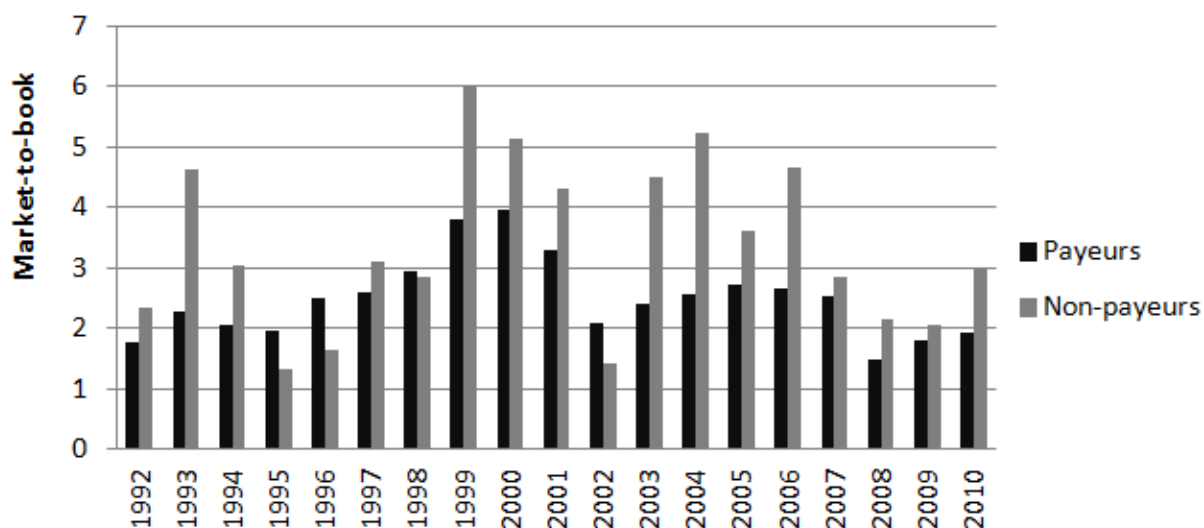
**Graphique 3**  
Taille moyenne des payeurs et des non-payeurs



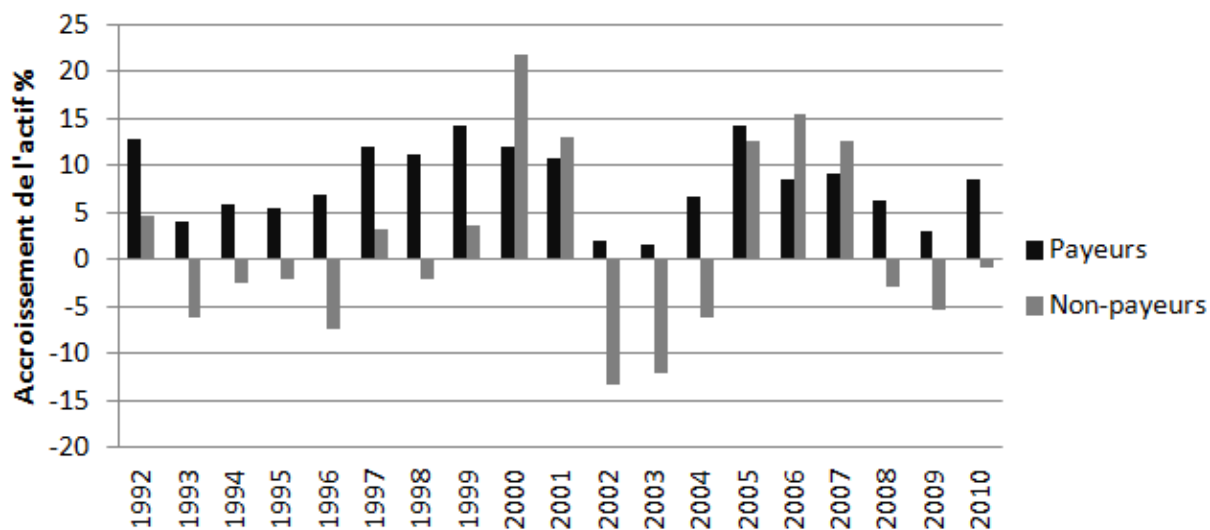
**Graphique 4**  
Rentabilité moyenne des payeurs et des non-payeurs



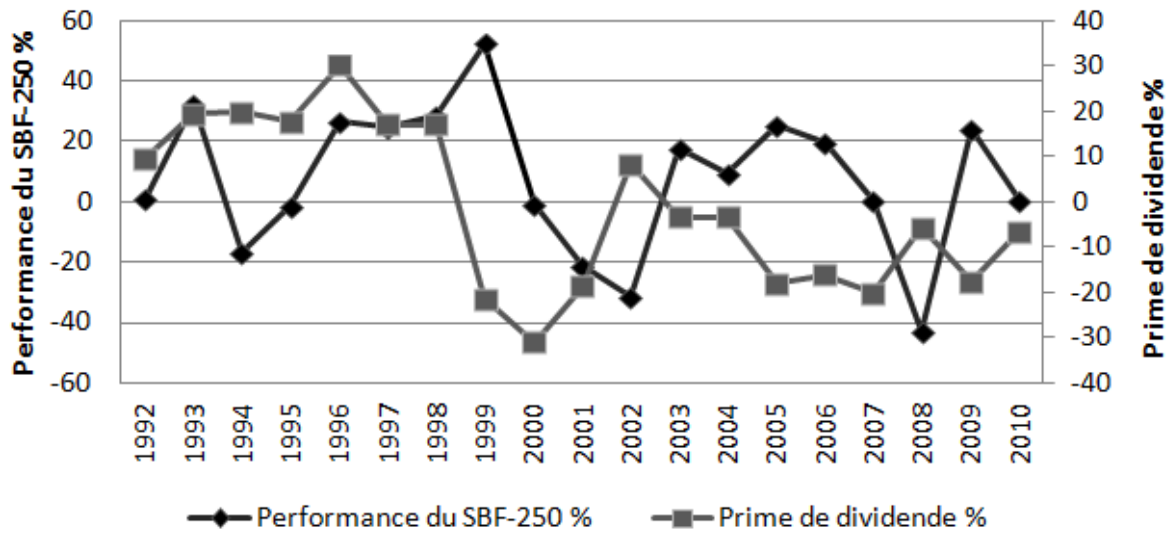
**Graphique 5**  
Market-to-book moyen des payeurs et des non-payeurs



**Graphique 6**  
Accroissement annuel de l'actif des payeurs et des non-payeurs



**Graphique 7**  
Performance du marché et prime de dividende



## **CHAPITRE III**

### **DO FINANCIAL MARKETS REWARD ECO-EFFICIENCY?**



*(...) Enfin, et alors que le décret de l'article 225 du Grenelle II a été publié en avril dernier, **la moitié des grandes entreprises ont présenté leur politique de responsabilité sociale comme une composante majeure de la croissance**, qu'il s'agisse d'un avantage concurrentiel, d'un axe de différenciation ou encore d'un outil d'adaptation à l'évolution de la réglementation dans les pays matures.*

Caroline de La Marnierre, Présidente de CAPITALCOM  
Agence indépendante de conseil en communication  
7ème Bilan des Assemblées Générales 2012





### Do financial markets reward eco-efficiency? \*<sup>¥</sup>

#### Abstract

To test whether acquisitions by highly eco-efficient firms are associated with superior cumulative abnormal returns (CAR), this study computes industry-adjusted eco-efficiency scores at the firm level, using carbon emission data from the Carbon Disclosure Project for a worldwide sample during 2006–2010. The results show that eco-efficiency is positively associated with higher acquirer CAR, even after controlling for acquirer and deal characteristics. Financial markets reward efforts by firms to reduce their carbon emissions and enhance their eco-efficiency. Furthermore, eco-efficiency matters more in fully and partially stock-financed deals, in which target shareholders' wealth depends on the acquirer's value. This result supports the intuition that eco-efficient acquirers benefit from competitive advantages that increase their negotiating position relative to their target, creating opportunities to increase (destroy less) value around the deal announcement.

**Keywords:** Eco-efficiency, Mergers and acquisitions, Shareholder value

#### Résumé

Nous proposons un test de l'impact de l'éco-efficience sur les rendements anormaux des acquéreurs. Nous nous basons sur les données d'émission de carbone de *Carbon Disclosure Project* pour calculer un score d'éco-efficience à l'échelle de l'entreprise pour un échantillon international de fusions-acquisitions entre 2006 et 2010. Nos résultats montrent que l'acquéreur éco-efficient bénéficie en moyenne de rendements anormaux supérieurs autour de l'annonce, suggérant que les efforts de réduction des émissions sont positivement récompensés par les marchés financiers. Par ailleurs, l'impact de l'éco-efficience sur la performance de l'acquéreur est plus élevé pour les opérations de fusions-acquisitions financées par actions où la richesse des actionnaires de la cible dépend de la valeur de l'acquéreur. Ceci conforte notre intuition selon laquelle l'éco-efficience procure un avantage compétitif aux entreprises acquéreuses permettant de renforcer leur pouvoir de négociation vis-à-vis de leurs cibles et de créer davantage d'opportunités, augmentant la valeur (ou détruisant moins de valeur) autour de l'annonce.

**Mots-clés :** Eco-efficience, Fusions-acquisitions, Valeur actionnariale

---

\* Co-author: Sabrina Chikh, Skema Business School.

<sup>¥</sup> The authors are grateful to Nihat Aktas, Helen Bollaert, Kris Boudt, Tobias Gössling, Hoje Jo, Michel Levasseur, Armin Schiewbacher and Giovanni Valentini for their suggestions and insights on prior drafts. They also thank Martin Schubert from KfW and Prajesh Bhakta from the African Development Bank for their helpful discussions and comments. Financial support for this work is gratefully acknowledged from the ECCCS Research Center.

### **3.1. Introduction**

Facing the threat of global climate change and natural resource scarcity, the environment has become an important topic on the political agendas of most developed countries, leading to important progress among the international community to shape a global environmental policy, such as through the adoption of the Kyoto protocol<sup>71</sup> and the implementation of regional and domestic trading schemes to reduce greenhouse gas (GHG) emissions. However, as the 2008 financial crisis showed, climate change has been losing momentum, lowering environmental issues on governments' lists of priorities. Simultaneously, companies confront increasing pressures from stakeholders to measure, manage, and report on their carbon footprints. Companies that perceive benefits of going green are taking these efforts a step further; approximately two-thirds of the world's largest companies have set emission reduction targets.<sup>72</sup> Microsoft, for example, has committed to reducing its emissions and becoming carbon neutral by fiscal year 2013.<sup>73</sup> But do such decisions create value for shareholders, or are they value-destroying, because they distract from the true economic purpose of the business, namely, firm value maximization? Although green and sustainable business practices have spread rapidly, they remain subject to intense political and economic debates, mainly focused on whether greening businesses fulfill shareholders' expectations of economic value creation.

---

<sup>71</sup> The Kyoto protocol, adopted in 1997, was the first international treaty to set legally binding targets on industrialized countries for curbing greenhouse gas (GHG) emissions, initially by 2012. Industrialized countries that count for at least 55% of all CO<sub>2</sub> emissions (measured in 1990) agreed to reduce their GHG emissions by an average of 5.2% (relative to 1990 levels).

<sup>72</sup> These data come from a report by Ceres, Calvert Investments, and the World Wildlife Fund (WWF), "Power forward: Why the world's largest companies are investing in renewable energy," available at <http://worldwildlife.org/publications/power-forward-why-the-world-s-largest-companies-are-investing-in-renewable-energy>.

<sup>73</sup> Microsoft's initiative consists of a self-imposed internal carbon tax, charging each business unit in more than 100 countries a fee for every ton of carbon it produces. The money collected goes to purchase carbon offsets, allowing Microsoft to declare itself carbon neutral. Although offsets are one tool to achieve neutrality, for Microsoft the goal is to minimize overall carbon emissions and resource uses and elevate energy efficiency in the short and medium terms. A handful of other global companies (e.g., Shell, Disney) also use internal carbon accounting to mitigate environmental impacts, mimicking proposed government tax or cap-and-trade programs.

This research investigates the impact of environmental sustainability strategies on shareholder value and, in particular, the shareholder wealth effect in the context of mergers and acquisitions (M&A). This setting constitutes an appropriate framework for our test, because M&A events result from corporate investment decisions and often imply stock price reactions around their announcement dates. Such price adjustments might reflect market reassessments of the acquiring firm's value, because new information about the value of its assets likely get revealed during the transaction process, so the announcement serves as a basis for investors to assign up-to-date value to the bidder. In the case of stock-financed deals, for which asymmetric information is a key issue, target firms may be motivated to perform due diligence on the bidder. Environmentally responsible acquirers, which reveal higher carbon assets and lower liabilities, are more likely to benefit from favorable conditions during the negotiations and obtain beneficial deal terms. Assuming that sustainability strategies produce competitive advantages (Hart, 1995; Porter and van der Linde, 1995; Russo and Fouts, 1997) and the ability to control unique resources, environmentally high performing firms should face less competition from potential bidders and enjoy greater bargaining power relative to their targets (Chatterjee, 1986; Capron and Pistre, 2002). If better environmental performance prevents rivals from entering the competitive bidding process, acquiring firms likely create more value (or equivalently, destroy less value) around M&A announcements. Therefore, M&A events enable us to assess whether financial markets and investors reward companies' environmental sustainability strategies.

The study particularly focuses on the concept of eco-efficiency, or the ability of a firm to maximize its business processes while minimizing its impact on the environment, such that it reduces its carbon emissions. Using emission data from the Carbon Disclosure Project (CDP), we compute an industry-adjusted eco-efficiency indicator of the firm, as the ratio of its GHG emissions to its net sales in the same year.<sup>74</sup> With a multivariate analysis of acquirer announcement returns from a large, worldwide sample of M&As between 2006 and 2010, we assign an eco-efficiency score to each acquiring firm. Emission data are reported only voluntarily, so our final sample may be subject to a selection bias, which we addressed using Heckman's (1979) two-step procedure. The results reveal a positive impact of eco-efficiency on acquirer stock performance, suggesting that financial markets reward companies for their

---

<sup>74</sup> We also compute an industry-adjusted, eco-efficiency indicator relative to EBITDA rather than net sales. The results were consistent.

efforts to reduce carbon footprints. We also find empirical support for the hypothesis that the impact of eco-efficiency on acquirer returns is higher in stock-financed deals, in support of our prediction that eco-efficiency strengthens the bidder's position in negotiations and allows it to create more value (or destroy less value) at the deal announcement. Overall, these findings are consistent with the stakeholder value maximization view (Jensen, 2001).

Previous research into the relationship between eco-efficiency and financial performance has failed to produce conclusive results (Waddock and Graves, 1997; Jiao, 2010; Guenster et al., 2010), partly because of the difficulty associated with addressing reverse causality issues in correlation and regression analyses. The reported positive association between environmental and financial performance might arise because high-performing firms can afford to increase their eco-investments, rather than pursue an incremental improvement of financial performance through higher environmental performance. Furthermore, most prior studies rely on green ratings to assess corporate environmental performance. Such ratings have several advantages, but they also suffer measurement and comparison challenges (e.g., perceptions of green attributes differ across countries, depending on institutional, legal, and geographical contexts, so weighting the attributes equally can induce inefficient measures). We seek to fill these gaps by using M&A outcomes to assess the impact of eco-efficiency on alleviating potential endogeneity problems related to reverse causality, because such events are largely unanticipated (Deng et al., 2013). By using carbon emissions to assess corporate eco-efficiency, we rely only on quantitative data, which are easily comparable across countries. To the best of our knowledge, this article presents the first comprehensive study of the impact of corporate eco-efficiency on shareholder wealth using a large, international sample of M&A; prior studies mainly focus on either one country (mostly the United States) or one specific industry.

The paper is broken down into the following sections. Section 3.2 offers an overview of previous related studies as well as their limitations, to explicate our contributions. Section 3.3 contains descriptions of the database and the methodology for our empirical analysis. The results are reported in section 3.4 followed by conclusion in section 3.5.

### **3.2. Literature review, contribution and hypotheses**

In the past two decades, corporate sustainability has attracted more research interest, leading to a better understanding of the benefits when companies go green. Improvements in academic research have resulted from greater data availability at the firm level; these data also are increasingly available in space and time, allowing for more in-depth analyses.<sup>75</sup> Yet the discussions still feature substantive controversy, both theoretically and empirically. For corporate sustainability opponents, greening efforts and compliance are too costly, such that they might harm the firm's bottom line. Managers who spend shareholders' money to benefit society at large thus are imposing their own preferences on the group, even though they have been hired to conduct businesses in accordance with owners' interests. According to Friedman (1970), environment protection should be achieved through political mechanisms (e.g., taxes, norms, pollution permits), with the implicit assumption that efficient markets lead to the best allocation of scarce resources and charitable giving. Then the only responsibility of the firm is to conform with environmental laws and regulations. Sustainability proponents argue instead that the benefits of implementing sustainability strategies help offset the underlying costs. For example, green companies control their pollution through resource use optimization and energy consumption and waste reduction, which allows them to lower their operational costs and become more competitive. Other advantages of sustainability strategies include improved corporate reputation, risk reduction, and product differentiation, which create opportunities to increase future revenues (Hart, 1995; Porter and van der Linde, 1995; Russo and Fouts, 1997).

Empirical literature similarly has yielded mixed results regarding the relationship between environmental and financial performance. Previous studies of the business case for environmental sustainability often rely on either accounting or market-based indicators or both to assess the firm's financial performance. Although early studies offered contrasting results (Spicer, 1978; Mahapatra, 1984; Jaggi and Freedman, 1992), more recent findings support the positive association between environmental and financial performance (Hart and Ahuja, 1996; Russo and Fouts, 1997; Konar and Cohen, 2001; Guenster et al., 2010).

---

<sup>75</sup> Unlike clearly defined financial performance measures, social and environmental performance are multidimensional and related to both qualitative and quantitative information, which makes the construction of metrics for their performance more challenging and subject to criticism. However, for environmental performance, hard and objective data are more available due to compulsory and voluntary corporate disclosures about toxic and carbon emissions.

Research in management and economics usually addresses the business case for going green using an eco-efficiency approach that seeks to increase productive output and reduce environmental impact simultaneously. Eco-efficiency might be achieved through many channels, such as recycling and reuse tactics, waste minimization, technological improvements that raise energy and resource efficiency, or the use of low-carbon fuels and renewable sources. According to Russo and Fouts (1997), eco-efficiency, as a management philosophy, fits better with environmentally proactive strategies than with compliance tactics. Drawing on the resource-based view, they claim the superiority of firms that follow pollution-prevention strategies compared with compliance-oriented firms. Proactive environmental strategies (e.g., resource reduction, process innovation, acquisition and installation of new technologies, accumulation of appropriate management skills) enable firms to do more than comply with current environmental legislation, including addressing any impending upcoming regulations. Compliance strategies instead rely on pollution abatement through a short-term “end-of-pipe” approach. The systematic nature of the proactive, beyond-compliance strategies reflects their ability to generate internal competitive advantages, inimitable by industry peers, that provide a means to enhance financial profits.

In the spirit of this research, we investigate the link between eco-efficiency and financial markets, with a particular focus on M&As. As we have noted, we chose this context for several reasons. First, by using M&A announcement returns, our study is less subject to endogeneity problems than studies that focus on the direct relationship between environmental performance and firm value. Second, M&A announcements usually induce stock price changes, reflecting investors’ expectations about deal synergy and the risk and growth opportunities of each company involved in the transaction, so it provides up-to-date valuations of the share price. Third, eco-efficiency should be a key determinant of acquirer stock performance, because it enables the firm to build competitive advantages (inimitable by competitors) that potentially prevent overbidding and improve bargaining leverage. As a consequence, eco-efficiency should encourage favorable deal terms (Chatterjee, 1986; Capron and Pistre, 2002). Furthermore, in the case of stock-financed deals, target shareholders’ wealth depends on the bidder’s value, which could motivate target firms to investigate the financial, social, and environmental positions of the bidder more deeply. The higher the eco-efficiency level of the firm, the greater its carbon assets, and the lesser its liabilities.

Therefore, we expect eco-efficiency to exert a positive impact on the bidder's position in negotiations during the deal process, leading to higher abnormal announcement returns.

Various studies of corporate control demonstrate that M&As by highly efficient firms have positive impacts on shareholder value, especially compared with low efficiency ones. Efficiency has been modeled differently, such as ranking among S&P 500 companies (Vijh and Yang, 2008) or achieving good governance (Masulis et al., 2007), but more generally, efficient firms perform acquisitions better. In economic studies, efficiency is usually defined by how well the resources and inputs get used and converted into revenues or outcomes. Acquiring firms with greater cost/profit efficiency are more likely to pursue synergies and make value-adding acquisitions than are inefficient buyers (Cummins and Xie, 2008). Two recent papers that are closer in spirit to our analysis are Aktas et al. (2011a) and Deng et al. (2013). Aktas et al. (2011a) examine the impact of the target's corporate social responsibility (CSR) on M&A announcement returns for an international sample of 106 acquisitions. They find that the social and environmental performance of the target firm has positive impacts on the acquirer's abnormal returns, in support of the prediction that financial markets reward companies for socially and environmentally responsible investments. Deng et al. (2013) study the effect of acquirer CSR on merger performance for a large sample of U.S. mergers and find that high CSR acquirers realize higher announcement returns than low CSR firms.

Companies that adopt eco-efficiency strategies by successfully achieving GHG emission reductions thus should realize superior financial stock performance. Specifically, we expect that high eco-efficiency firms make better acquisitions, allowing for more value creation (or less value destruction) for their shareholders. Then higher environmental performance should predict higher shareholder wealth creation, *ceteris paribus*. This view is in line with stakeholder value maximization theory and suggests the following hypothesis:

*Hypothesis 1a: High eco-efficiency acquirers realize higher announcement returns than low eco-efficiency firms*

Alternatively, if investors believe that companies investing in green sustainability and carbon reduction projects are wasting shareholders' money, higher eco-efficiency acquirers would experience negative market reactions to their M&A announcements.

*Hypothesis 1b: High eco-efficiency acquirers realize lower announcement returns than low eco-efficiency firms*



In the case of stock-financed M&A, eco-efficiency should be more relevant to acquirer shareholder wealth than it is in cash deals. Because target shareholders' wealth depends on bidder value in stock deals, a more profound examination of the financial position of the bidder, and its social and environmental performance, is likely. Target firms thus carry out a due diligence on the buyer, to ensure that the stock has the promised underlying value. Such due diligence might be requested by key stakeholders (e.g., shareholders, employees, customers), and it often influences financial valuations and the terms of the deal (Golubov et al., 2013). In particular, carbon-oriented due diligence might reveal information that could be relevant for assessing the current and future assets and liabilities of the buyer. For example, an eco-efficient firm is likely well positioned in relation to its competitors, in terms of resource productivity and operational costs, which are the most obvious outcomes of eco-efficiency strategies. A company that has proactively managed its carbon emissions also is in a better position with regard to its future liabilities. To the extent that upcoming regulations require further carbon reductions, the greater the company's carbon emission, the greater its liabilities, in terms of time and cost to comply; the greater its carbon reductions, the lesser its liabilities. Furthermore, carbon reductions can generate extra value through carbon credits, especially for companies that operate in pollution-intensive industries.<sup>76</sup> In summary, eco-efficient acquirers likely reach favorable terms in the transaction and obtain lower purchase prices than poor eco-efficient acquirers in equity-paid deals, so we hypothesize:

*Hypothesis 2: Eco-efficiency has a superior economic impact on the acquirer's cumulative abnormal returns in stock-financed deals compared with cash-only ones*

---

<sup>76</sup> For example, the Kyoto protocol allows for carbon credits through eco-efficiencies or alternative energy sources. Companies enrolled in carbon reduction schemes sell excess carbon reductions to earn extra revenue.

### 3.3. Data and methodology

#### 3.3.1. Eco-efficiency measures

The Green Growth program of the United Nations, known as ESCAP (Economic and Social Commission for Asia and the Pacific), stresses the need to address the link between environment and economy, as well as to assess eco-efficiency on micro, industry, and macro levels, to help policymakers evaluate and improve the eco-efficiency of economic growth policies. It proposes a framework that contains a substantial set of indicators, combining the intensity of resource use and/or environmental impacts on one side with economic activity on the other, which can be simplified as follows:

$$\text{Eco - efficiency} = \frac{\text{Economic output}}{\text{Environmental impact}}$$

General indicators of environmental impacts include resource consumption (e.g., energy, materials, water) and the release of pollutants (e.g., GHG, toxic substances). Economic output in the numerator can be expressed in physical quantities (e.g., quantity of units produced) or monetary terms (e.g., operating revenues, net sales).

Using the notion of eco-efficiency, we adopt concepts from previous studies to define an eco-efficiency measure (Pogutz and Russo, 2009; Dowell et al., 2000; Hart and Ahuja, 1996; Klassen and McLaughlin, 1996). Dowell et al. (2000) suggest a “relative emissions” variable, equal to the difference between a firm’s toxic release/sales and the industry average. They collected data from the Toxic Release Inventory for 1995 and matched them with records from the Investor Responsibility Research Center (IRRC) on firms’ posture toward international environmental standards. They confirm that firms that declare they adhere to a lower category of environmental standards exhibit poorer environmental performance. Hart and Ahuja (1996) and Klassen and McLaughlin (1996) also report that data from the IRRC can be cross-tabulated with the emissions efficiency index of U.S. manufacturing facilities, which reveals the ratio of reported emissions of pollutants to the firm’s revenues. The IRRC also provides revenue-weighted emissions on an industry basis. An emission ratio defined by Klassen and McLaughlin (1996) indicates the firm’s emissions, standardized over its revenues, divided by revenue-weighted industry averages (see also Pogutz and Russo, 2009). King and Lenox (2001) and Berchicci et al. (2012) estimate a production function equation that relates

facility size to toxic emissions, then construct a “relative emissions” measure as the deviation between observed and predicted emissions. This variable offers a proxy for the firm’s ability to manage and reduce its pollution, given its size and industry sector.

Another line of empirical studies has used a range of corporate green ratings and rankings provided by research organizations (e.g., KLD, EIRIS, Innovest, Vigeo) that provide qualitative tools to evaluate and compare non-financial performance across industries, which is valuable for both companies that wish to track their own performance and investors who hope to profit from their performance (e.g., Russo and Fouts, 1997; Sharfman and Fernando, 2008; Guenster et al., 2010; Kim and Statman, 2012). Their methodologies include assessments of environmental risks, impacts, strategies, management systems, external costs (i.e., compliance penalties), and incidents/events. However, the heterogeneous environmental metrics used and contrasts in outputs have prompted criticisms about data objectivity and credibility. In addition, significant disparities exist between and within ranking agencies in various countries, due to their divergent local standards (Targett, 2003). In the particular case of environmental concerns (and to a lesser extent for social and ethical issues), quantitative data on environmental performance are the most important indicators of the relative strengths of green ratings, because they help reduce subjectivity and improve credibility.<sup>77</sup>

Accordingly, we constructed two eco-efficiency measures, *Ecoeff\_Sales* and *Ecoeff\_Ebitda*, using net sales and EBITDA, respectively, as the proxies for economic output (numerator); the environmental impact (denominator) is estimated by greenhouse gas (GHG) releases. Both measures are calculated at the firm-industry level and for each year. In particular, *Ecoeff\_Sales* is defined by the firm’s annual ratio (Net sales/GHG), adjusted to its industry annual ratio (industry’s total net sales by industry’s total GHG). Positive scores of *Ecoeff\_Sales* indicate better environmental performance than average. However, *Ecoeff\_Ebitda* is a discrete variable, because comparing ratios with both positive and negative values of EBITDA leads to inaccurate rankings.<sup>78</sup> Thus companies can be classified as either high performers (*Ecoeff\_Ebitda* = 1) or low performers (*Ecoeff\_Ebitda* = 0), and high (low) eco-efficient firms are those that do better (worse) than average in their industries. Thus,

---

<sup>77</sup> See <http://cdn.environment-agency.gov.uk/geh01204bkfd-e-e.pdf>.

<sup>78</sup> For example, assume two firms A and B each have an EBITDA of -200 in a given year. Firm A has emitted 10tCO<sub>2</sub>e (tones of CO<sub>2</sub> equivalent) that year, so its ratio of eco-efficiency EBITDA/Emission is -20. Firm B’s release totals 20tCO<sub>2</sub>e, for a corresponding ratio of -10. In turn, firm B appears to rank better than firm A, which is clearly wrong.

$$Ecoeff\_Sales_{firm} = \left( \frac{Net\ sales}{GHG} \right)_{firm} - \left( \frac{Net\ sales}{GHG} \right)_{industry} \quad (1)$$

$$Ecoeff\_Ebitda_{firm} = 1 \quad \text{if} \quad \left( \frac{EBITDA}{GHG} \right)_{firm} \geq \left( \frac{EBITDA}{GHG} \right)_{industry}$$

$$Ecoeff\_Ebitda_{firm} = 0 \quad \text{if} \quad \left( \frac{EBITDA}{GHG} \right)_{firm} < \left( \frac{EBITDA}{GHG} \right)_{industry} \quad (2)$$

We obtained data pertaining to corporate carbon emissions from the CDP,<sup>79</sup> over a five-year period from 2006 to 2010. This independent, nonprofit organization launched in 2000, works to lower GHG emissions and water use by businesses. It sends standardized questionnaires (Investor CDP Questionnaire) to almost 6,000 of the largest companies, headquartered in 60 countries around the world, to uncover their climate strategies, GHG emissions, and energy use.

Most companies report their GHG emissions as scope 1 and scope 2. Scope 1 emissions represent direct GHG releases in the atmosphere, due to firm or facility activity, such as during the manufacturing process or transportation. Scope 2 emissions instead are indirect GHG releases, resulting from the generation of electricity, heating and cooling, or steam, which are consumed by the facility but do not form part of it (e.g., purchased electricity to complete activities). Scope 2 emissions from one facility thus are part of the scope 1 emissions of another facility. We also note a third category (scope 3), generated in the wider economy as a result of activities at one facility that are physically produced by another facility (i.e., leased space, vendor supply chains, outsourced activities, employee travel). Scope 3 disclosures are less common; it is difficult to measure GHG emissions associated with supply chains and the use of end products. Therefore, we rely on total scope 1 and 2 emissions in our study. The CDP data provide self-reported, non-verifiable emissions though, so we cannot offer any guarantee about the quality of the reported figures.

---

<sup>79</sup> [www.cdproject.net](http://www.cdproject.net).

Our CDP sample, which we use to calculate eco-efficiency scores, only includes listed companies whose accounting data are available:<sup>80</sup> 1695 companies from 52 countries that have reported both scope 1 and scope 2 annual GHG releases. We end up with 4840 year/firm observations. The distribution of the sample according to industry sectors indicates a higher proportion of firms in financial and industrial sectors (Table 1).

**Table 1:** CDP sample distribution by year and industry

Panel A provides the number of listed companies in the CDP database that reported their annual GHG emissions in the CDP investor questionnaire between 2007 and 2011, as well as the number of countries covered each year. Panel B provide the sample distribution by industry for the same period.

Panel A: Sample distribution by year

<b>Year</b>	<b>Number of Observations</b>	<b>Number of Countries</b>
2006	541	30
2007	719	28
2008	973	38
2009	1267	46
2010	1340	49
<b>Total</b>	<b>4840</b>	<b>52</b>

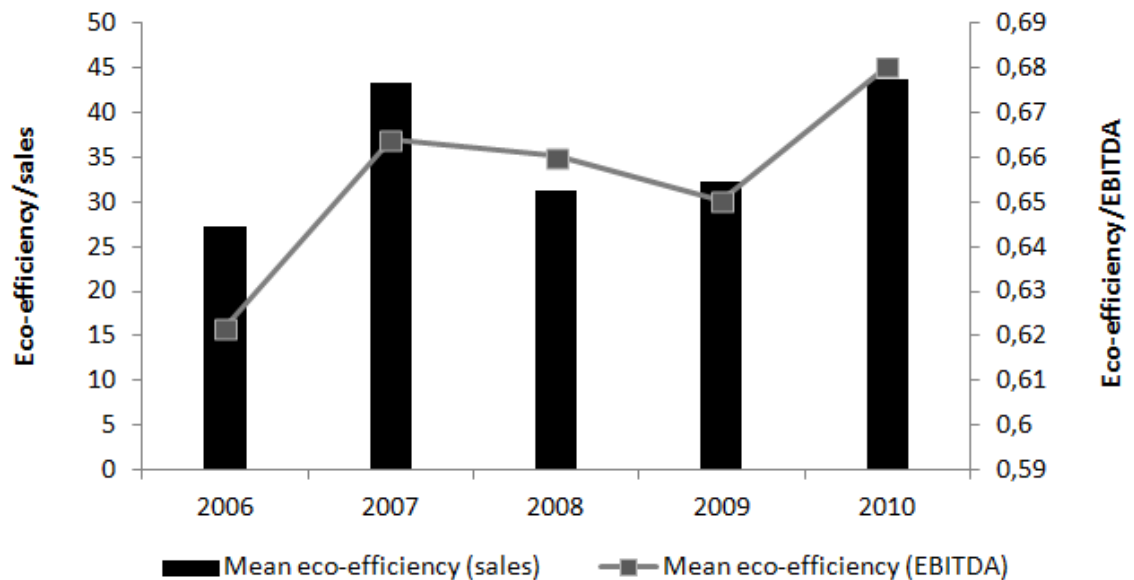
Panel B: Sample distribution by industry

<b>Industry</b>	<b>Number of Companies</b>
Industrials	328
Financials	293
Consumer Discretionary	206
Materials	203
Information Technology	161
Consumer Staples	135
Utilities	123
Energy	114
Health Care	79
Telecommunication Services	52
<b>Total</b>	<b>1695</b>

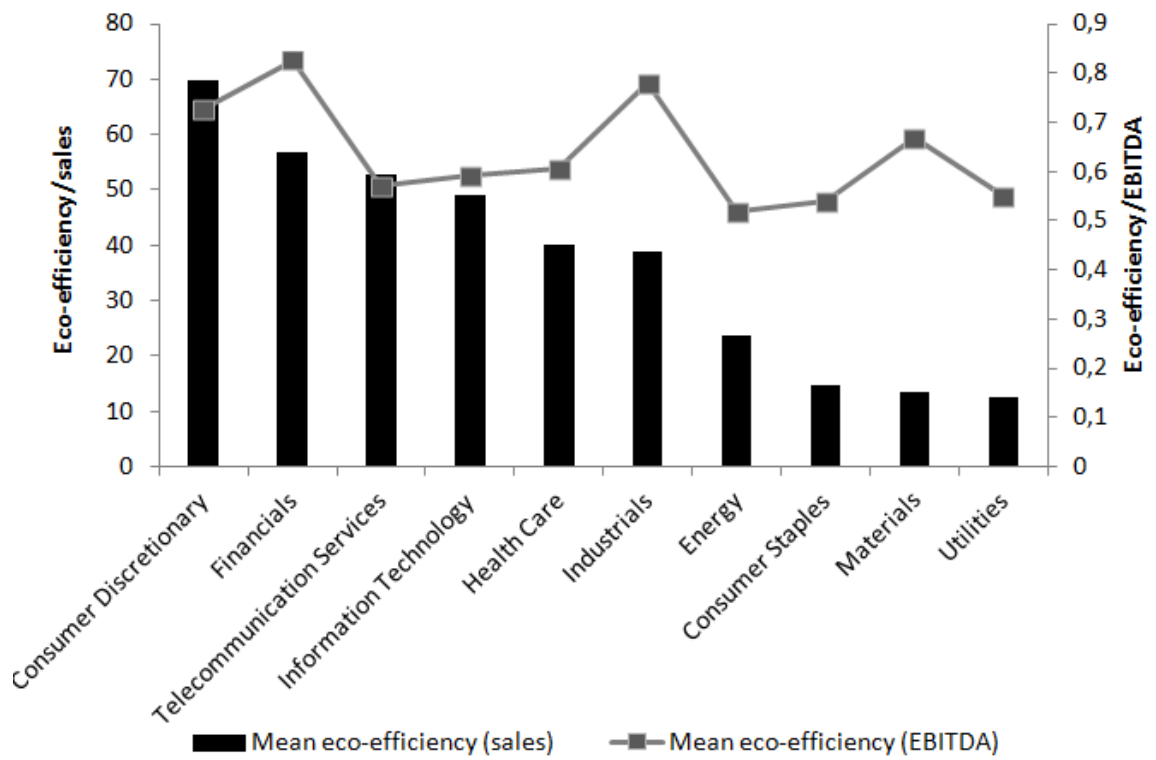
<sup>80</sup> Accounting annual data were collected from the Orbis database (produced by Bureau Van Dijk), converted from the local currencies to the U.S. dollar.

Graphs 1 and 2 describe how eco-efficiency evolves over years and across sectors. The mean score of *Ecoeff\_Sales* is 39.4, with a minimum of -21.7 and a maximum of 4621.7; the mean score of *Ecoeff\_Ebitda* is .74. Globally, we observe a declining trend in eco-efficiency from 2007 to 2009, most likely due to the financial crisis, which restrained companies' efforts to reduce their climate impact. The year 2010 instead experienced a net increase in eco-efficiency. Consumer discretionary, Financials, Telecommunication services, and IT were among the higher eco-efficient sectors, whereas the worst-in-class were utilities, material, and consumer staples industries.

**Graph 1:** Mean eco-efficiency scores, 2006 – 2010



**Graph 2:** Mean eco-efficiency scores, across industries



### **3.3.2. *Sample description***

We collected data on mergers and acquisitions undertaken all over the world between 2006 and 2010 from Thomson Security Data Corporation (SDC) Platinum. These data contain detailed information about the deal (date of announcement, completion status, date of completion, percentage of shares bought, dollar size of the deal), the acquirer (acquirer nationality, industry), and the target (target nationality, industry). To be included in our sample, deals had to fulfill the following criteria: (1) acquirer is a listed firm, (2) the deal size is superior or equal to US\$ 1 million, and (3) the percentage of the shares held after the transaction is at least 50%. These filters lead to an initial sample of 23,687 M&A transactions. Furthermore, acquirers must have reported on their carbon emissions in the CDP database for the same period and have available daily stock prices from Thomson Reuters Datastream. These additional criteria reduced the sample size to 2232 M&A deals, encompassing 825 acquiring firms from 38 countries.

In Table 2, we provide summary statistics for our sample, by country of domicile. The most acquisitions occurred in the United States (577), followed by the United Kingdom (421) and the Eurozone (408). Fewer acquisitions were undertaken in emerging markets, such as Russia, Mexico, New Zealand, and Hong Kong. Table 2 also reports the corresponding local market indices and local currencies used in the study.



**Table 2:** Sample distribution by acquirer home country, local market index and currency

This table reports the number of M&A deals by country and the corresponding local market indices and currencies. The sample covers deals announced during 2006–2010, extracted from the SDC database. The extraction criteria are presented in Section 2.2.

Country	Number of Deals	Stock Market Index	Currency
Australia	140	ASX ALL ORDINARIES	AUD
Austria	5	WIENER BOERSE INDEX (WBI)	EUR
Belgium	8	BEL 20	EUR
Bermuda	1	ASX ALL ORDINARIES	AUD
Brazil	45	BRAZIL BOVESPA	BRR
Canada	127	S&P/TSX COMPOSITE INDEX	CAD
China	1	HANG SENG	CNY
Colombia	3	COLOMBIA IGBC INDEX	COP
Czech Republic	4	PRAGUE SE PX	CZK
Denmark	17	OMX COPENHAGEN (OMXCB)	DKK
Finland	31	OMX HELSINKI (OMXH)	EUR
France	127	SBF 120	EUR
Germany	68	DAX 30 PERFORMANCE	EUR
Greece	2	ATHEX COMPOSITE	EUR
Guernsey	1	S&P 500 COMPOSITE	USD
Hong Kong	8	HANG SENG	HKD
Hungary	1	BUDAPEST (BUX)	HUF
India	13	S&P BSE (100) NATIONAL	INR
Ireland	7	FTSE ALL SHARE	GBP
Israel	3	ISRAEL TA 100	ILS
Italy	40	FTSE ITALIA ALL SHARE	EUR
Japan	204	TOPIX	JPY
Luxembourg	9	AEX INDEX (AEX)	EUR
Mexico	4	MEXICO IPC (BOLSA)	MXN
Netherlands	53	AEX INDEX (AEX)	EUR
New Zealand	5	NZX 50	NZD
Norway	23	OSLO SE OBX	NOK
Papua New Guinea	1	ASX ALL ORDINARIES	AUD
Russia	4	RUSSIAN MICEX INDEX	RUB
Singapore	2	SWISS MARKET (SMI)	CHF
South Africa	25	FTSE/JSE ALL SHARE	ZAR
South Korea	47	KOREA SE COMPOSITE (KOSPI)	KRW
Spain	66	IBEX 35	EUR
Sweden	78	OMX AFFARSVARLDENS GENERAL	SEK
Switzerland	50	SWISS MARKET (SMI)	CHF
Taiwan	11	TAIWAN SE WEIGHED TAIEX	TWD
United Kingdom	421	FTSE ALL SHARE	GBP
USA	577	S&P 500 COMPOSITE	USD

With Table 3 we present M&A activity of our sample, per year and industry. We adopt the Global Industry Classification Standard to classify industries into 10 sectors: consumer discretionary, consumer staples, energy, financials, health care, industrials, information technology, materials, telecommunication services, and utilities. The sample is overweighted in financial (409 deals), industrial (373), and information technology (268) industries, but the other sectors display proportions close to the sample distribution. Although the number of deals grew over time (342 deals in 2006, 540 deals in 2010), 2008 and 2009 showed a downturn in M&A activity, probably due to the global financial crisis. Specifically, the number of M&As dropped by 4% in 2008. The average growth rate was 58% for the whole period though.

**Table 3:** Sample description

This table presents the number of M&A deals, broken down by year and industry. The sample covers deals announced during 2006–2010, extracted from the SDC database. The extraction criteria are presented in Section 2.2.

Year	2006	2007	2008	2009	2010	Number of Deals
Consumer Discretionary	22	32	25	28	57	164
Consumer Staples	32	30	27	36	31	156
Energy	16	25	43	38	43	165
Financials	63	101	78	73	94	409
Health Care	38	25	35	39	47	184
Industrials	42	82	76	75	98	373
Information Technology	35	51	45	60	77	268
Materials	50	64	58	46	56	274
Telecommunication Services	22	21	25	33	15	116
Utilities	22	32	33	14	22	123
Nb. of Deals	342	463	445	442	540	2232

### 3.3.3. Event study and stock performance of acquiring firms

We used an event study methodology to assess the wealth creation for acquiring firms' shareholders. Similar to Brown and Warner (1985), Fuller et al. (2002), and Aktas et al. (2011b), we used a market-adjusted model (beta-one model) to compute cumulative abnormal returns (CAR) for the five-day period (-2,2) around the announcement date.<sup>81</sup> The beta-one model estimates the daily abnormal returns by subtracting daily market portfolio returns from daily firm's stock return:

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (3)$$

where  $R_{it}$  is the observed return of firm  $i$ , and  $R_{mt}$  is the return of the value-weighted market index proxied by the concurrent local country market index. In calculating the CAR over the five-day window, day 0 is the announcement day. Thus,

$$CAR_{it} = \sum_{-2}^{+2} AR_{it} \quad (4)$$

We report in Table 4 (Panel A) some summary statistics about acquirer CAR (-2, 2). The average CAR of bidding companies, for the full sample, is .178% (median = .151%), slightly positive and significantly different from zero at the 10% level ( $p = .07$ ). This result is consistent with Moeller et al.'s (2004) report of positive and significant acquirer CAR (1.1%) for 12,023 U.S. acquisitions between 1980 and 2001. However, it conflicts with prior studies that document negative or insignificant M&A outcomes for bidder shareholders (Fuller et al., 2002; Andrade et al., 2001; Betton et al., 2008). The positive acquirer CAR in Moeller et al. (2004) is mainly due to their inclusion of deals by small acquirers and private target deals; similarly, our sample contains both private and public target deals.

We provide additional statistics to check whether a size effect or the inclusion of private target deals drive the results for bidding firms' CAR. Therefore, we sorted data by (1) acquirer size (using both total assets and market capitalization to divide the data, such that firms in the small subsample have its total assets [market capitalization] in a given year below the 25<sup>th</sup> percentile of firms in the full sample that year) and (2) target status (public versus private and/or subsidiary). As Table 4 (Panel A) shows, small companies have an average

---

<sup>81</sup> A beta-one model avoids the problem of contaminated estimation windows for estimating market model parameters.

positive CAR of 1.19%,<sup>82</sup> significantly higher than that for larger firms (and the difference is significantly different from zero at the 1% level). The mean CAR of large acquirers is significantly non-different from zero, which provides empirical evidence of a bidder size effect (Moeller et al., 2004).<sup>83</sup> Furthermore, companies acquiring public targets, on average, achieve CAR of  $-0.48\%$  (significant at 5%), whereas private target deals have positive and significant CAR of  $0.41\%$  (significant at 1%). This result also is as expected, according to existing literature (Fuller et al., 2002; Betton et al., 2008).

---

<sup>82</sup> The mean CAR is  $0.80\%$  for data sorted by market capitalization.

<sup>83</sup> This result holds for data sorted by total assets and by market capitalization as well.

**Table 4:** Acquirer abnormal returns by size, target status and eco-efficiency

This table provides descriptive statistics for the acquirer abnormal returns over five days around the deal announcement. The CAR are estimated using a beta-one model (see Section 2.3). Panel A displays acquirer mean CAR for the full sample and subsamples based on (1) acquirer total assets, (2) acquirer market capitalization, and (3) target public status. To be in the small cap subsample, in a given year, a company's total assets (market capitalization) must fall below the 25th percentile of firms in the full sample that year. The public subsample includes deals involving public targets (versus private or subsidiary targets). Panel B provides the acquirer mean CAR for subsamples based on eco-efficiency. The high (low) eco-efficiency subsample includes all firms that environmentally outperform (underperform) the industry; a firm is high (low) eco-efficient if its ratio Net\_sales/GHG\_emission (EBITDA/GHG\_emission) is superior or equal to the industry ratio. The symbols \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Panel A: Acquirer CAR (-2,2) sorted by size and target status					
	Mean %	<i>p</i> -value	Min %	Median %	Max %
Full sample (N=2232)	0.179*	0.069	-24.299	0.153	26.967
Acquirer CAR sorted by total assets					
Small (N=543)	1.188***	0.000	-24.299	1.001	26.967
Large (N=1632)	-0.158	0.149	-22.553	-0.085	22.181
Combined (N=2175)	0.178*	0.076	-24.299	0.175	26.967
Difference in means	1.346***	0.000			
Acquirer CAR sorted by market capitalization					
Small (N=506)	0.800***	0.001	-16.633	0.554	19.789
Large (N=1519)	-0.002	0.515	-22.553	0.066	26.967
Combined (N=2025)	0.198	0.135	-22.553	0.197	26.967
Difference in means	0.802***	0.000			
Acquirer CAR sorted by target status					
Private (N=1643)	0.413***	0.000	-24.299	0.277	26.967
Public (N=589)	-0.478**	0.024	-21.795	-0.302	19.789
Combined (N=2232)	0.178*	0.071	-24.299	0.151	26.967
Difference in means	0.891***	0.000			
Panel B: Acquirer abnormal returns sorted by eco-efficiency					
	Mean %	<i>p</i> -value	Min %	Median %	Max %
(eco-efficiency=Net sales/GHG)					
High eco-efficiency (N=1270)	0.406***	0.000	-20.951	0.322	26.967
Low eco-efficiency (N=413)	-0.098	0.286	-24.299	0.049	14.884
Combined (N=1683)	0.282**	0.015	-24.299	0.248	26.967
Difference in means	0.504*	0.060			
(eco-efficiency=EBITDA/GHG)					
High eco-efficiency (N=1237)	0.452***	0.000	-20.951	0.325	26.967
Low eco-efficiency (N=445)	-0.213	0.351	-24.299	-0.144	16.807
Combined (N=1682)	0.276**	0.017	-24.299	0.233	26.967
Difference in means	0.665**	0.011			

### 3.4. Empirical analysis and results

We first examine the impact of eco-efficiency on acquirer shareholder returns and then provide additional tests to check the robustness of our results.

#### 3.4.1. Univariate analysis

Panel B in Table 4 reports the average CAR for the two subgroups of high and low eco-efficient firms. The high (low) eco-efficiency group includes all firms that environmentally outperform (underperform) the industry; a firm is high (low) eco-efficient if its ratio of net sales to GHG\_emission is superior or equal (inferior) to the industry ratio. The results corresponding to the net sales-based eco-efficiency ranking indicate a mean CAR of .41% for high eco-efficient firms, significant at 1%. In contrast, low eco-efficient companies exhibit negative, non-significant CAR. The difference in the average CAR between high and low eco-efficiency groups is significantly different from zero at the 10% confidence level. Similar tendencies appear among the subsamples sorted by EBITDA-based eco-efficiency scores: High eco-efficient acquirers have mean CAR of .45%, significantly higher than the low eco-efficient acquirers' CAR (-.21%) at the 5% confidence level. Thus, positive acquirer shareholder performance appears partially driven by higher environmental performance.

Table 5 displays additional statistics of the acquirer and deal characteristics for the full sample and the subsamples (net sales-based eco-efficiency in Panel A; EBITDA-based eco-efficiency in Panel B). For bidding firms, we report the means of (1) size, measured as market capitalization and total assets; (2) return on assets (ROA), or the ratio of net income to total assets; (3) the market-to-book value, or the market value of equity relative to the book value of equity; (4) the adjusted Tobin's q, where Tobin's q is the ratio of the firm's market value to the book value of assets adjusted to the industry median; (5) R&D expenditures; and (6) previous operating performance (one-year lagged ROA). For the deal characteristics, we selected variables used frequently in prior M&A research: (1) deal size, or the natural logarithm of the transaction value in millions of U.S. dollars; (2) relative size, which is the ratio of the deal value to the acquirer market value; (3) related industry, to distinguish between synergetic (related) deals and diversifying (unrelated) ones (this dummy variable takes a value of 1 if acquirer and target are in the same industry and 0 otherwise); (4) domestic, in contrast with cross-border takeovers (dummy variable, equal to 1 if acquirer and

target have the same country of domicile and 0 otherwise); (5) cash, which refers to the payment mode (dummy variable, equal to 1 if payment is with cash only and 0 if payment uses stock or a combination of stocks and cash); (6) public, to indicate if the target is a listed company (dummy variable, equal to 1 if the target is public and 0 if it is private or a subsidiary); (7) control transaction, which takes a value of 1 if the acquirer holds more than 50% of the target before the announcement date and 0 otherwise; and (8) Kyoto, to refer to acquirers from countries that have agreed to the binding and restrictive engagements to reduce their GHG emissions (dummy variable, equal to 1 if the acquirer nation belongs to the Kyoto Annex 1 list and 0 otherwise).

Panel A of this table shows that high eco-efficient firms are not significantly larger than their low eco-efficient peers in terms of market capitalization, but they have superior assets on average. A positive and significant correlation also exists between eco-efficiency and profitability (mean ROA of strong environmental performers is 7%, versus 6% for underperformers), as well as between eco-efficiency and R&D intensity. Superior financial resources allow a company to increase its eco-investment and R&D and introduce technological innovations and radical improvements to its resource utilization (McWilliams and Siegel, 2000; Hull and Rothenberg, 2008). Contrary to our expectations, the median industry-adjusted Tobin's q is significantly higher in the low eco-efficiency subsample, suggesting a negative correlation between performance and eco-efficiency. But higher eco-efficient companies seem to be better past performers than low eco-efficient ones, according to the data sorted on the EBITDA.

On the deal side, the full sample indicates an average deal size of US\$1,082 million, almost three-quarters of which are private target deals and two-thirds involving industry-unrelated M&A. A similar proportion features transactions in which the acquirer nation falls under Kyoto's binding regulations. The difference in means tests indicate that more eco-efficient companies tend to make smaller and more diversifying deals, lean toward paying in cash, and most likely originate from Kyoto Annex 1 countries.<sup>84</sup>

---

<sup>84</sup> Panel B of Table 5 displays similar statistical trends for data sorted on EBITDA-based eco-efficiency.

**Table 5:** Acquirer and deal characteristics by eco-efficiency

This table provides the mean values of acquirer-specific and deal characteristics, as well as for the full sample and subsamples based on eco-efficiency. *Market cap.* is the year-end market value of equity; *Total assets* is the book value of assets (millions of US\$); *ROA* is net income to total assets; *Market-to-book* is the ratio of market value of equity to the book value of assets; *Adjusted Tobin's q* is the median industry-adjusted ratio of firm market value (market value of equity plus book value of liabilities) to its book value of assets; *R&D* is research and development expenditures; *Previous operating performance* is one-year lagged ROA; *Deal size* is the natural logarithm of the value of the transaction; and *Relative size* is the ratio of the deal value to the acquirer market value. The dummy variables are *Related industry*, equal to 1 if the acquirer and target are in the same industry and 0 otherwise; *Domestic*, equal to 1 if acquirer and target have the same country of domicile and 0 otherwise; *Cash*, equal to 1 if payment is with only cash and 0 if payment also includes stock; *Public*, equal to 1 if the target's status is public and 0 for private or subsidiary targets; *Control transaction*, equal to 1 if the acquirer holds more than 50% in the target before the announcement date and 0 otherwise; and *Kyoto*, equal to 1 if the acquirer nation is on the Kyoto Annex 1 list and 0 otherwise. The two last columns refer to the difference-in-means test, displaying the sign of the difference between high and low eco-efficiency subsamples and corresponding *p*-values. The numbers of observations are given in parentheses.



Panel A: Net sales-based eco-efficiency

	Full sample	High eco-efficiency (1)	Low eco-efficiency (2)	Diff. (1)-(2)	p-value
<i><u>Acq. characteristics</u></i>					
Market cap. (mil US\$)	32 646.1 (1576)	33 167.1 (1217)	30 880.1 (359)	+	0.419
Total assets(mil US\$)	34 610.2 (1683)	36 060.6 (1270)	30 150.1 (413)	+	0.064
ROA %	6.700 (1681)	6.885 (1269)	6.006 (412)	+	0.026
Market-to-book	2.774 (1444)	2.765 (1126)	2.806 (318)	-	0.901
Adjusted Tobin's q	-0.0187 (1576)	-0.026 (1217)	0.006 (359)	-	0.006
R&D (mil US\$)	1115.1 (1276)	1 184.6 (969)	895.8 (307)	+	0.022
Previous operating performance	6.545 (1672)	6.438 (1264)	6.874 (408)	-	0.379
<i><u>Deal characteristics</u></i>					
Deal size (mil US\$)	1082.1 (1683)	889.6 (1270)	1674.2 (413)	-	0.001
Relative size	4.37E-04 (1577)	5.51E-04 (1180)	9.79E-05 (397)	+	0.565
Domestic	0.521 (1683)	0.513 (1270)	0.545 (413)	-	0.267
Related industry	0.300 (1683)	0.255 (1270)	0.438 (413)	-	0.000
Cash	0.503 (1683)	0.530 (1270)	0.421 (413)	+	0.000
Public	0.257 (1683)	0.256 (1270)	0.262 (413)	-	0.821
Control transaction	0.113 (1683)	0.119 (1270)	0.094 (413)	+	0.173
Kyoto	0.639 (1683)	0.677 (1270)	0.523 (413)	+	0.000

## Panel B: EBITDA-based eco-efficiency

	Full sample	High eco-efficiency (1)	Low eco-efficiency (2)	Diff. (1)-(2)	p-value
<i>Acq. characteristics</i>					
Market cap. (mil US\$)	32 629.4 (1574)	33 938.3 (1167)	28 876.3 (407)	+	0.062
Total assets(mil US\$)	34 611.3 (1682)	33 566.1 (1237)	37 516.7 (445)	-	0.204
ROA %	6.711 (1680)	7.655 (1236)	4.082 (444)	+	0.000
Market-to-book	2.768 (1440)	2.812 (1077)	2.637 (363)	+	0.596
Adjusted Tobin's q	-0.021 (1574)	-0.038 (1167)	0.029 (407)	-	0.000
R&D (mil US\$)	1110.7 (1281)	1214.6 (947)	816.1 (334)	+	0.001
Previous operating performance	6.556 (1671)	7.003 (1228)	5.313 (443)	+	0.000
<i>Deal characteristics</i>					
Deal size (mil US\$)	1078.339 (1682)	1000.500 (1237)	1294.714 (445)	-	0.215
Relative size	4.38E-04 (1573)	9.38E-05 (1159)	1.40E-03 (414)	-	0.093
Domestic	0.500 (1682)	0.518 (1237)	0.449 (445)	+	0.910
Related industry	0.301 (1682)	0.286 (1237)	0.344 (445)	-	0.023
Cash	0.500 (1682)	0.518 (1237)	0.449 (445)	+	0.013
Public	0.256 (1682)	0.251 (1237)	0.270 (445)	-	0.450
Control transaction	0.113 (1682)	0.109 (1237)	0.124 (445)	-	0.409
Kyoto	0.640 (1682)	0.664 (1237)	0.575 (445)	+	0.001

### 3.4.2. *Multivariate analysis: method and results*

#### a. Heckman's two-step method

We conducted a multivariate analysis to assess the impact of eco-efficiency on shareholder value around M&A announcement dates, including all deals for which we were able to calculate at least one of the eco-efficiency scores (net sales and/or EBITDA) at the acquiring firm level. To be included in the sample, the firm must have reported on its carbon emissions; both scope 1 and scope 2 GHG emissions are required to compute eco-efficiency scores. Moreover, we needed access to accounting and stock market data to support calculations of the acquirers' scores and CAR. A sample selection bias may exist too; only firms that have reported on their carbon emissions appear in the final sample. We therefore adopt Heckman's (1979) two-stage procedure to address the potentially endogenous sample bias (Li and Prabhala, 2007; Aktas et al., 2011a). In the first stage we estimate the probability that an acquiring firm would report, between 2006 and 2010 using the CDP survey, its carbon emission relative to the same period. The dependent variable is a dummy that equals 1 if the acquirer is associated with an eco-efficiency score in the year concurrent to the acquisition announcement, and 0 otherwise. The choice of explanatory variables was motivated primarily by previous findings in disclosure literature. We include size (acquirer market capitalization), which is the firm characteristic that we expect to be most highly correlated with environmental disclosure. We also include the acquirer market-to-book ratio, acquirer profitability (ROA), and a dummy variable for Kyoto Annex 1 countries. Moreover, we control for industry and time-fixed effects to capture the increase in the propensity of firms to disclose their environmental performance across years and sectors.<sup>85</sup> Applying the same filters as in Section 2.2, we obtained a sample of 13,491 M&A deals. With a first-stage probit parameter estimation, we computed Heckman's lambda, as is required in the second-stage regression to account for sample selection bias. The results from the first-stage probit regressions are in the Appendix.

---

<sup>85</sup> Polluting industries are the most exposed to both national and international environmental policy tightening.

**b. The impact of eco-efficiency on acquirer stock performance**

We present estimates from multivariate regressions using the acquirer CAR (-2, 2) as the dependent variable and acquirer eco-efficiency as the main explanatory variable of interest. The control variables—deal size, relative size, related industry, domestic, cash, public and control transaction—were as defined in Section 3.1. Furthermore, we included country and year dummies to control for fixed effects. In Table 6, we provide the estimates from the Heckman second-step regression,<sup>86</sup> as well as ordinary least square (OLS) estimation results.<sup>87</sup> In columns (1) and (3), eco-efficiency is defined on the basis of net sales, so the higher the *Ecoeff\_Sales* score, the greater the firm's ability to increase its output and reduce its environmental impact simultaneously. In columns (2) and (4), eco-efficiency is defined on the basis of EBITDA, to emphasize the firm's ability to maximize its operating income while minimizing its carbon releases.

The results provide empirical evidence of a positive impact of eco-efficiency on acquirer CAR. The estimates of *Ecoeff\_Sales* (column 1) and *Ecoeff\_Ebitda* (column 2) are positive and significant at 5% and 1% confidence levels, respectively. Thus, eco-efficiency is a relevant determinant of value creation for acquirer shareholders, even after controlling for deal-specific characteristics. Furthermore, the control variable estimates show that industry relatedness, deal size, and private target deals significantly increase acquirer stock performance, consistent with previous studies (Walker, 2000; Moeller et al., 2004).

The OLS estimates, using standard errors adjusted for heteroskedasticity and acquirer clustering, provide similar results. Shareholders of high eco-efficient acquirers realize higher M&A announcement returns than those of low eco-efficient acquirers, consistent with stakeholder theory.

---

<sup>86</sup> The estimates from the probit first-stage regression are in the Appendix.

<sup>87</sup> Some criticisms of Heckman's two-step model suggest that especially in the presence of high levels of collinearity between regressors in the selection model and outcome equation or with a high degree of data censoring, the estimator may be not efficient, so subsample OLS regression is recommended (Puhani, 2000).

**Table 6:** Multivariate regression analyses of acquirer CAR on eco-efficiency

The table reports two-step Heckman and OLS estimates of the multivariate regression of acquirer CAR. The dependent variable is the five-day acquirer CAR around M&A deal announcement. The independent variables of interest are *Ecoeff\_Sales* (columns 1 and 3) and *Ecoeff\_EBITDA* (columns 2 and 4), which correspond to the acquirer's eco-efficiency level. *Ecoeff\_Sales* is the ratio of net sales to GHG emission in excess of the industry ratio. *Ecoeff\_EBITDA* is a discrete measure that takes a value of 1 if the ratio of EBITDA to GHG emission is superior to the industry ratio and 0 otherwise. *Deal size* is the natural logarithm of the value of the transaction. *Relative size* is the ratio of the deal value to the acquirer market value. *Domestic* is a dummy, equal to 1 if the acquirer and target have the same country of domicile and 0 otherwise. *Related industry* is a dummy, equal to 1 if the acquirer and target are in the same industry and 0 otherwise. *Cash* is a dummy, equal to 1 if payment is with cash and 0 if it also includes stock. *Public* is a dummy, equal to 1 if the target's status is public and 0 for private or subsidiary targets. *Control transaction* equals 1 if the acquirer holds more than 50% in the target before the announcement date and 0 otherwise. *Heckman's Lambda* is the inverse Mills ratio, obtained using the two-stage Heckman (1979) procedure. Year and country dummies are not shown, for conciseness. The p-values are in parentheses. The symbols \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

<i>Acquirer CAR (-2, 2)%</i>	Heckman		OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ecoeff_Sales</i>	0.002** (0.020)		0.002*** (0.001)	
<i>Ecoeff_Ebitda</i>		0.817*** (0.008)		0.773** (0.038)
<i>Deal size</i>	-0.209*** (0.005)	-0.205*** (0.006)	-0.221*** (0.006)	-0.228*** (0.005)
<i>Relative size</i>	-7.963 (0.950)	-13.119 (0.918)	-3.705 (0.939)	-5.415 (0.907)
<i>Domestic</i>	0.152 (0.600)	0.166 (0.566)	0.175 (0.561)	0.207 (0.487)
<i>Related industry</i>	0.916*** (0.002)	0.989*** (0.001)	0.920* (0.005)	0.995*** (0.003)
<i>Cash</i>	0.319 (0.242)	0.357 (0.189)	0.309 (0.303)	0.339 (0.260)
<i>Public</i>	-0.812** (0.014)	-0.848** (0.010)	-0.815** (0.021)	-0.854** (0.016)
<i>Control transaction</i>	-0.098 (0.827)	-0.076 (0.864)	-0.110 (0.818)	-0.097 (0.837)
<i>Intercept</i>	1.287* (0.098)	0.486 (0.558)	1.516** (0.037)	-0.954 (0.237)
<i>Heckman's Lambda</i>	0.174 (0.510)	0.318 (0.229)		
Country and year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj- R <sup>2</sup>			4.6%	4.9%
Number of observations	1338	1332	1338	1332

**c. Controlling for acquirer size and management quality**

Previous results indicate that eco-efficient firms make better deals, in that they create value for their shareholders around M&A announcement dates. However, this result may reflect a spurious correlation between eco-efficiency and acquirer abnormal returns, due to omitted variables. For example, higher quality management might provide a better ability to cope with environmental risks and opportunities, in which case well-managed firms are those that adopt low-carbon reduction strategies and exhibit better eco-efficiency scores. To ensure our results were not driven by management quality, we controlled for Tobin's  $q$  and previous operating performance in the regression (Lang et al., 1989; Deng et al., 2013). Specifically, we used median industry-adjusted Tobin's  $q$  (i.e., market value of assets over book value of assets) and one-year lagged ROA (i.e., ratio of net income to total assets) as proxies for management quality.

We also checked whether eco-efficiency might simply capture a size effect. If implementing low-carbon strategies requires substantial resources, larger firms likely are more eco-efficient. Another reason to control for acquirer size relates to previous literature that has emphasized how larger companies tend to destroy value for their shareholders around M&A announcements. Moreover, the univariate analysis in Section 2.3 implied that acquirer size would be a significant determinant of abnormal announcement returns. To ensure that our results were not biased by any size effect, we controlled for acquiring firm size in the regression using the natural logarithm of market capitalization (and using total assets provided similar results).

The results in Table 7 indicate significant, positive coefficient estimates of both *Ecoeff\_Sales* and *Ecoeff\_Ebitda*, with  $p$ -values ranging from to .02 to .05, after controlling for size and management quality. As expected, firm size exerted a negative and significant impact on acquirer performance. However, the management quality variables revealed non-significant coefficients (except previous performance, which was positively significant in Model (3)). Thus, the relationship between eco-efficiency and acquirer CAR appeared driven by neither size nor management quality effects.

**Table 7:** Multivariate regression analyses of acquirer CAR on eco-efficiency: Controlling for acquirer size and management quality

The table reports two-step Heckman and OLS estimates of the multivariate regression of acquirer CAR. The dependent variable is the five-day acquirer CAR around M&A deal announcement. The independent variables of interest are *Ecoeff\_Sales* (columns 1 and 3) and *Ecoeff\_EBITDA* (columns 2 and 4), which correspond to the acquirer's eco-efficiency level. *Ecoeff\_Sales* is the ratio of net sales to GHG emission in excess of the industry ratio. *Ecoeff\_EBITDA* is a discrete measure that takes a value of 1 if the ratio of EBITDA to GHG emission is superior to the industry ratio and 0 otherwise. *Acquirer size* is the natural logarithm of the market value of equity. *Tobin's q* is the median industry-adjusted ratio of firm market value (market value of equity plus book value of liabilities) to its book value of assets. *Previous performance* is the one-year lagged measure of net income to total assets. *Deal size* is the natural logarithm of the value of the transaction. *Relative size* is the ratio of the deal value to the acquirer market value. *Domestic* is a dummy, equal to 1 if the acquirer and target have the same country of domicile and 0 otherwise. *Related industry* is a dummy, equal to 1 if the acquirer and target are in the same industry and 0 otherwise. *Cash* is a dummy, equal to 1 if payment is with cash and 0 if it also includes stock. *Public* is a dummy, equal to 1 if the target's status is public and 0 for private or subsidiary targets. *Control transaction* equals 1 if the acquirer holds more than 50% in the target before the announcement date and 0 otherwise. *Heckman's Lambda* is the inverse Mills ratio, obtained using the two-stage Heckman (1979) procedure. Year and country dummies are not shown, for conciseness. The p-values are in parentheses. The symbols \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Acquirer CAR (-2, 2)%	Heckman		OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ecoeff_Sales	0.002** (0.046)		0.002** (0.018)	
Ecoeff_Ebitda		0.615** (0.046)		0.711* (0.051)
<u>Acquirer characteristics</u>				
Acquirer size	-0.987*** (0.002)	-0.899*** (0.005)	-0.179 (0.157)	-0.219* (0.083)
Tobin's q	-0.715 (0.318)	-0.346 (0.633)	-0.541 (0.515)	-0.170 (0.836)
Previous performance	2.165 (0.165)	2.124 (0.174)	2.479* (0.080)	2.358 (0.100)
<u>Deal characteristics</u>				
Deal size	-0.161** (0.031)	-0.162** (0.030)	-0.166* (0.053)	-0.165* (0.055)
Relative size	-5.496 (0.967)	-9.259 (0.943)	-13.830 (0.785)	-16.278 (0.750)
Domestic	0.129 (0.654)	0.149 (0.602)	0.076 (0.800)	0.106 (0.721)
Related industry	0.907*** (0.002)	0.963*** (0.001)	0.864*** (0.008)	0.929*** (0.005)
Cash	0.262 (0.330)	0.287 (0.285)	0.267 (0.368)	0.292 (0.326)
Public	-0.864*** (0.008)	-0.904*** (0.006)	-0.869** (0.016)	-0.910** (0.012)
Control transaction	0.015 (0.973)	-0.008 (0.986)	-0.019 (0.969)	-0.041 (0.933)
Intercept	11.739*** (0.001)	10.232*** (0.004)	2.694** (0.023)	2.531** (0.035)
Heckman's Lambda	-2.135*** (0.007)	-1.797** (0.023)		
Country and year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald stat.	111.32***	115.18***		
R <sup>2</sup>			7.6%	8.0%
Adj- R <sup>2</sup>			4.4%	4.8%
Number of observations	1327	1321	1327	1321



**d. Does eco-efficiency only matter in stock-financed deals?**

We also examined whether eco-efficiency might matter more in fully or partially stock-financed M&A than in cash-only deals. When a company pays cash for an acquisition, it should not alter the impact of its eco-efficiency on its announcement performance. However, acquiring firms that use their stocks to pay for the target firm's shares might benefit from higher announcement returns if they are eco-efficient performers. The intuition for this prediction is that environmental performance helps reduce asymmetric information, which is an important issue for M&As, especially in fully or partially stock-paid deals, where buyers are willingly tempted to inflate their share price. Therefore, targeted companies have a strong reason to investigate the bidder's position closely, to ensure that the stocks received have the promised underlying value. Thus, we argue that highly eco-efficient acquirers benefit from greater negotiating power relative to their targets, which increases the likelihood that they create more value (or destroy less value) around the announcement.

We generate two explanatory variables,  $High\_EE \times Stock$  and  $High\_EE \times Cash$ . Both variables are binary, and  $High\_EE \times Stock$  takes a value of 1 if the acquirer is eco-efficient and pays fully or partially with stock, but 0 otherwise. Then  $High\_EE \times Cash$  equals 1 if the acquirer is eco-efficient and pays with cash only, and 0 otherwise. A firm is eco-efficient if it performs environmentally better than the industry average.

Table 8 reports the acquirer CAR regressions for both net sales-based and EBITDA-based eco-efficiency. Overall, the results support our prediction, with positive coefficient estimates of  $High\_EE \times Stock$  that are significant at the 1%–10% level. The incremental effect of eco-efficiency on acquirer CAR in stock-paid deals is about 2.78 (column 1, for Heckman regression and sales-based eco-efficiency). In contrast, the coefficient estimates for  $High\_EE \times Cash$  are non-significant in all specifications. The coefficient estimate of  $Stock$  (i.e., fully and partially financed deals) is highly negative (-2.87) and highly significant, so stock-financed deals perform worse than cash-only ones, consistent with extant literature. For an acquirer worth \$100M in equity, we estimate wealth destruction following a stock-paid deal, equivalent to a minimum of \$2.87M; this amount could be reduced to a maximum loss of \$.09M if the acquirer were associated with high carbon performance. For all deals, whether financed by cash or stocks, the marginal effect of eco-efficiency was .002%, equivalent to a \$20,000 gain (loss) with an increase (decrease) of 100% of the eco-efficiency level. We reach similar conclusions using the estimation results for EBITDA-based eco-efficiency.

In summary, eco-efficiency has a significant economic impact on acquirer performance around M&A announcements. It matters much more in partially and fully stock financed deals than in cash-only acquisitions, consistent with the idea that target shareholders care more about environmental performance when their wealth depends on acquirer value. The results are also statistically robust to sample bias and regression methods.

**Table 8:** Multivariate regression analyses of acquirer CAR on eco-efficiency: Controlling for method of payment

The table reports two-step Heckman and OLS estimates of the multivariate regression of acquirer CAR. The dependent variable is the five-day acquirer CAR around M&A deal announcement. The independent variables of interest are *Eco-efficiency*  $\times$  *Stock* and *Eco-efficiency*  $\times$  *Cash*, which represent the interaction terms between eco-efficiency (dummy) and mode of payment (stock and cash). *Eco-efficiency*  $\times$  *Stock* (*Eco-efficiency*  $\times$  *Cash*) takes a value of 1 if a high eco-efficient acquirer is involved in fully or partially stock-financed (only cash-financed) deals and 0 otherwise. We report results for both Sales-based and EBITDA-based eco-efficiency, where the former is defined by the ratio of net sales to GHG emission in excess of the industry ratio, and the latter is a discrete measure that takes a value of 1 if the ratio of EBITDA to GHG emission is superior to the industry ratio and 0 otherwise. *Acquirer size* is the natural logarithm of the market value of equity. *Tobin's q* is median industry-adjusted ratio of firm market value (market value of equity plus book value of liabilities) to its book value of assets. *Previous performance* is the one-year lagged net income to total assets. *Deal size* is the natural logarithm of the value of the transaction. *Relative size* is the ratio of the deal value to the acquirer market value. *Domestic* is a dummy, equal to 1 if the acquirer and target have the same country of domicile and 0 otherwise. *Related industry* is a dummy, equal to 1 if the acquirer and target are in the same industry and 0 otherwise. *Stock* is a dummy variable, equal to 1 for fully or partially stock-financed deals and 0 for cash-only deals. *Cash* is a dummy, equal to 1 if payment is with cash and 0 if it also includes stock. *Public* is a dummy, equal to 1 if the target's status is public and 0 for private or subsidiary targets. *Control transaction* equals 1 if the acquirer holds more than 50% in the target before the announcement date and 0 otherwise. *Heckman's Lambda* is the inverse Mills ratio, obtained using the two-stage Heckman (1979) procedure. Year and country dummies are not shown, for conciseness. The p-values are in parentheses. The symbols \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

<i>Acquirer CAR (-2, 2)%</i>	Net sales-based eco-efficiency		EBITDA-based eco-efficiency	
	Heckman	OLS	Heckman	OLS
Eco-efficiency	0.002* (0.076)	0.001* (0.061)	0.037 (0.936)	0.102 (0.834)
High_EE x Stock	2.778*** (0.001)	2.888** (0.019)	1.930** (0.044)	1.954* (0.098)
High_EE x Cash	0.301 (0.503)	0.391 (0.450)	0.768 (0.217)	0.827 (0.208)
<u>Acquirer characteristics</u>				
Acquirer size	-0.963*** (0.003)	-0.191 (0.123)	-0.926*** (0.004)	-0.246** (0.049)
Adjusted Tobin's q	-0.717 (0.317)	-0.537 (0.512)	-0.423 (0.559)	-0.246 (0.764)
Previous performance	2.204 (0.156)	2.512* (0.071)	2.137 (0.170)	2.372* (0.093)
<u>Deal characteristics</u>				
Deal size	-0.128* (0.092)	-0.133 (0.114)	-0.136* (0.072)	-0.140* (0.094)
Relative size	-1.440 (0.991)	-8.797 (0.840)	-2.605 (0.984)	-9.162 (0.839)
Domestic	0.223 (0.438)	0.170 (0.567)	0.229 (0.428)	0.184 (0.535)
Related industry	1.002*** (0.001)	0.968*** (0.003)	0.964*** (0.001)	0.932*** (0.004)
Stock	-2.865*** (0.000)	-2.895*** (0.004)	-2.187** (0.010)	-2.173** (0.024)
Cash	-0.183 (0.693)	-0.237 (0.652)	-0.487 (0.379)	-0.519 (0.384)
Public	-0.722** (0.031)	-0.732** (0.036)	-0.768** (0.022)	-0.778** (0.026)
Control transaction	0.118 (0.793)	0.085 (0.862)	0.130 (0.773)	0.098 (0.842)
Intercept	11.258*** (0.002)	2.617** (0.028)	10.853*** (0.002)	3.166** (0.010)
Heckman's Lambda	-2.033** (0.011)		-1.797** (0.023)	
Country and year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald stat.	126.03***		122.81***	
R <sup>2</sup>		8.53%		8.48%
Adj- R <sup>2</sup>		5.17%		5.10%
Number of observations	1327	1327	1321	1321

### **3.5. Conclusion**

Our study contributes to the ongoing debate about whether corporate environmental sustainability is relevant from a shareholder perspective. We focus on eco-efficiency, or the firm's ability to maximize its business processes while minimizing the impact on the environment, thereby reducing its carbon emissions. Using a large international sample of worldwide M&A, we examine the impact of acquirer eco-efficiency on cumulative abnormal returns around the deal announcement. After correcting for sample selection bias and controlling for a range of acquirer and deal characteristics, we find that eco-efficient acquirers are more likely to undertake successful M&A, in that greater eco-efficiency is associated with higher abnormal returns over the five days around the deal announcement. We also find empirical evidence that eco-efficiency is more relevant in stock-financed deals; strong environmental performers enjoy a competitive advantage that improves their negotiating position, leading to more opportunities to create higher value (or destroy less value) around the announcement. Overall, these findings suggest that financial markets and investors positively reward carbon-reduction strategies and perceive them as a win-win situation, allowing stakeholders' interests to align with value maximization for shareholders.

## References

- Aktas N., de Bodt E. & Cousin J.G. (2011a) Do financial markets care about SRI? Evidence from mergers and acquisitions, *Journal of Banking and Finance*, 35(7), 1753-1761.
- Aktas N., de Bodt E. & Roll R. (2011b) Serial acquirer bidding: An empirical test of the learning hypothesis, *Journal of Corporate Finance*, 17(1), 18-32.
- Andrade G., Mitchell M. & Stafford E. (2001) New evidence and perspectives on mergers, *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 103–120.
- Berchicci L., Dowell G. & King A.A. (2012) Environmental capabilities and corporate strategy: Exploring acquisitions among US manufacturing firms, *Strategic Management Journal*, 33(9), 1053-1071.
- Betton S., Eckbo B.E. & Thorburn K.S. (2008) Corporate takeovers. In: Eckbo, B.E. (Ed.), *Handbook of Corporate Finance, Empirical Corporate Finance*, Vol. 2. North-Holland, Amsterdam.
- Brown S. & Warner J. (1985) Using daily stock returns: the case of event studies, *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3–31.
- Capron L. & Pistre N. (2002) When do acquirers earn abnormal returns? *Strategic Management Journal*, 23(9), 781-794.
- Chatterjee S. (1986) Types of synergy and economic value: the impact of acquisitions on merging and rival firms, *Strategic Management Journal*, 7(2), 119–139.
- Cummins J.D. & Xie X. (2008) Mergers and acquisitions in the US property-liability insurance industry: Productivity and efficiency effects, *Journal of Banking and Finance*, 32(1), 30-55.
- Deng X., Kang J. & Low B. (2013) Corporate social responsibility and stakeholder value maximization: Evidence from mergers, *Journal of Financial Economics*, 110(1), 87-109.
- Dowell G., Hart S. & Yeung B. (2000) Do corporate global Environmental standards create or destroy market value? *Management Science*, 46(8), 1059-74.
- Friedman M. (1970) The social responsibility of business is to increase its profits. New York Times Magazine, Sept. 13, 122-126.

- Fuller K., Netter J. & Stegemoller M. (2002) What do returns to acquiring firms tell us? Evidence from firms that make many acquisitions, *Journal of Finance*, 57(4), 1763-1793.
- Golubov A., Petmezas D., Sougiannis T. & Travlos N.G. (2013) Due diligence on the bidder and the certification effect, Working paper.
- Guenster N., Derwall J., Bauer R. & Koedijk K. (2010) The Economic Value of Corporate Eco-Efficiency, *European Financial Management*, 17(4), 679-704.
- Hart S.L. & Ahuja G. (1996) Does it pay to be green? An empirical examination of the relationship between emission reduction and firm performance, *Business Strategy and the Environment*, 5(1), 30-37.
- Hart S.L. (1995) A natural resource-based view of the firm, *Academy Management Review*, 20(4), 986-1014.
- Heckman J.J. (1979) Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Hull C.E. & Rothenberg S. (2008) Firm performance: The interactions of corporate social performance with innovation and industry differentiation, *Strategic Management Journal*, 29(7), 781-789.
- Jaggi B. & Freedman M. (1992) An examination of the impact of pollution performance on economic and market performance: Pulp and paper firms, *Journal of Business Finance and Accounting*, 19(5), 697-713.
- Jensen M.C. (2001) Value maximization, stakeholder theory, and the corporate objective function, *Journal of Applied Corporate Finance*, 14(3), 8-21.
- Jiao Y. (2010) Stakeholder welfare and firm value, *Journal of Banking and Finance* 34(10), 2549–2561.
- Kim Y. & Statman M. (2012) Do corporations invest enough in environmental responsibility? *Journal of Business Ethics*, 105(1), 115-129.
- King A. & Lenox M. (2001) Does it really pay to be green? An empirical study of firm environmental and financial performance, *The Journal of Industrial Ecology*, 5(1), 105-116.
- Klassen R.D. & McLaughlin C.P. (1996) The impact of environmental management on firm performance, *Management Science*, 42(8), 1199-1223.

- Konar S. & Cohen M. (2001) Does the market value environmental performance? *Review of Economics and Statistics*, 83(2), 281-309.
- Lang L., Stulz R.M. & Walkling R.A. (1989) Managerial performance, Tobin's Q, and the gains from successful tender offers, *Journal of financial Economics*, 24(1), 137-154.
- Li K. & Prabhala N.R. (2007) Self-selection models in corporate finance. In: Eckbo, B.E. (Ed.), *Handbook of Corporate Finance, Empirical Corporate Finance*, Vol. 1. North-Holland, Amsterdam.
- Mahapatra S. (1984) Investor reaction to a corporate social accounting, *Journal of Business Finance & Accounting*, 11(1), 29-40.
- Masulis R.W., Wang C. & Xie F. (2007) Corporate governance and acquirer returns, *Journal of Finance*, 62(4), 1851-1889.
- McWilliams A. & Siegel D.S. (2000) Corporate social responsibility and firm financial performance, *Strategic Management Journal*, 21(5), 602-609.
- Moeller B., Schlingemann F.P & Stulz R.M. (2004) Firm size and the gains from acquisitions, *Journal of Financial Economics*, 73(2), 201–228.
- Pogutz S. & Russo A. (2009) Eco-efficiency vs eco-effectiveness: Exploring the link between GHG emissions and firm performance, SPACE Bocconi working paper.
- Porter M.E. & van der Linde C. (1995) Toward a new conception of environment-competitiveness relationship, *Journal of Economic Perspective*, 9(4), 97-118.
- Puhani P.A. (2000) The Heckman correction for sample selection and its critique, *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 53-68.
- Russo M.V. & Fouts P.A. (1997) A resource-based perspective on corporate environmental risk management and profitability, *Academy of Management Journal*, 40(3), 534-559.
- Sharfman M.P. & Fernando C.S. (2008) Environmental risk management and the cost of capital, *Strategic Management Journal*, 29(6), 569-592.
- Spicer B.H. (1978) Investors, corporate social performance and information disclosure: An empirical study, *Accounting Review*, 53(1), 94-111.
- Targett S. (2003) Race to start governance index. Financial Times Fund Management. 15 December 2003.
- Vijh A. & Yang K. (2008) The acquisition performance of S&P 500 firms. Working paper, University of Iowa.



Waddock S.A. & Graves S.B. (1997) The corporate social performance-financial performance link, *Strategic Management Journal*, 18(4), 303-319.

Walker M. (2000) Corporate takeovers, strategic objectives and acquiring firm shareholder wealth, *Financial Management*, 29(1), 53-66.

## Appendix

### Probit estimates: First-stage Heckman regression

The probit model estimates the probability that an acquirer, between 2006 and 2010, reported on its GHG emissions relative to the same period. The dependent variable takes the value of 1 if an acquirer in a given year has disclosed its carbon emission relative to the same year, and 0 otherwise. Acquirer size is the natural logarithm of the market value of equity. Market-to-book is the ratio of market value of equity to the book value of assets. ROA is net income to total assets. Kyoto is a dummy, equal to 1 if the acquirer home country has legally binding targets to reduce GHG emission (Annex 1 country of Kyoto protocol) and 0 otherwise. Year dummies refer to time fixed effects. Industry fixed effects are not reported, for brevity. The p-values are in parentheses. The symbols \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

<i>Prob.(response CDP=1)</i>	
Acquirer size	0.618 <sup>***</sup> (0.000)
Market-to-book	-0.007 <sup>**</sup> (0.026)
ROA	0.705 <sup>**</sup> (0.018)
Kyoto dummy	0.717 <sup>***</sup> (0.000)
Year 2007	0.136 <sup>*</sup> (0.054)
Year 2008	0.832 <sup>***</sup> (0.000)
Year 2009	0.811 <sup>***</sup> (0.000)
Year 2010	0.887 <sup>***</sup> (0.000)
Intercept	-6.901 <sup>***</sup> (0.000)
Industry fixed effect	Yes
Pseudo R <sup>2</sup>	47.46%
Number of observations	12,003



## **CHAPITRE IV**

### **PRATIQUES DE GESTION ENVIRONNEMENTALE : UNE ETUDE INTERNATIONALE SUR LA COMMUNICATION DES EMISSIONS DE CARBONE**



*Our clients are increasingly turning their attention to what it takes to secure the lasting and safe supplies of food, energy, water and shelter necessary for sustainable prosperity.*

James Gorman  
Chairman and CEO Morgan Stanley  
\$360 billion AUM, 3Q - 2013

*We seek to ensure the companies we invest in achieve and maintain high standards of corporate responsibility which includes the measurement and management of environmental impacts. CDP is a critical partner, for us, in fulfilling this responsibility.*

Andrew Formica  
CEO Henderson Global Investors  
£70.8 billion AUM, 3Q - 2013



# Pratiques de gestion environnementale des entreprises : une étude internationale sur la communication des émissions de carbone \*

### Résumé

La dernière décennie a connu une diffusion importante des pratiques de gestion environnementale en entreprise et une progression notable de l'éco-communication. Nous décrivons ces évolutions par le biais d'une étude longitudinale qui porte sur un large panel d'entreprises à travers le monde ayant communiqué volontairement sur leurs émissions de CO<sub>2</sub> entre 2008 et 2011. Nous montrons que les entreprises qui présentent une forte implication dans la gestion environnementale de leurs activités sont plus actives en matière de communication environnementale. De plus, les entreprises de grande envergure et d'un niveau d'endettement élevé se révèlent plus enclines à divulguer largement leurs émissions de CO<sub>2</sub>, ceci s'expliquant par une demande d'information plus importante de la part des parties prenantes. Cette tendance est aussi vraie pour les entreprises concernées par les nouvelles réglementations environnementales. Enfin, nous montrons que les entreprises les moins éco-efficientes communiquent davantage sur leurs empreintes environnementales, traduisant une recherche de légitimité par la signalisation d'axes de progrès réalisés et/ou futurs.

**Mots-clés** : Divulgarion, Emissions de carbone, Performance environnementale

### Abstract

The last decade has experienced an important expansion of managerial environmental practices and an increased level of environmental disclosure. We provide a description of these trends through a longitudinal study on a large panel of worldwide firms which have published their carbon emissions between 2008 and 2011. We show that the level of carbon management involvement increases the propensity of environmental disclosure. Moreover, large-scale companies and highly leveraged firms tend to communicate broadly on their carbon footprint, consistent with an increasing demand of information from stakeholders. The same trend is noticeable for companies being targeted by new environmental regulations. Finally, we find that least eco-efficient firms are more likely to disclose their emissions, reflecting legitimization by communicating on progress achieved and/or goals for the future.

**Keywords**: Disclosure, Carbon emissions, Environmental performance

---

\* Co-auteur: Sabrina Chikh, Skema business school.



## 4.1. Introduction

La question du changement climatique a dépassé la sphère des écologistes, elle est devenue une question de plus en plus préoccupante pour les entreprises et fait partie intégrante des variables prises en considération pour les décisions d'investissement. En effet, les Etats s'engagent à réduire leurs émissions de CO<sub>2</sub> et ainsi contraignent les entreprises à adopter des politiques environnementales efficaces, sans quoi elles seraient sujettes à des pénalités financières. De plus, face à la volatilité importante des énergies fossiles, les entreprises ont tout intérêt à optimiser leur utilisation, voire à se pencher sur des modes de production alternatifs. Communiquer sur son engagement écologique et sur sa performance environnementale peut également s'inscrire dans une politique stratégique globale visant à préparer le terrain pour la conquête et/ou le développement de nouveaux marchés et à construire des avantages compétitifs durables.

Notre recherche s'inscrit dans cette évolution du tissu informationnel des entreprises et s'attache à comprendre la démarche et les incitants qui poussent les entreprises à communiquer largement sur les aspects environnementaux de leurs activités. Quels sont les déterminants de l'éco-communication volontaire? Cette initiative est-elle accompagnée par d'autres mesures et pratiques de gestion environnementale dans l'entreprise ? Les entreprises les plus performantes sur le plan environnemental sont-elles les plus transparentes sur leurs émissions de CO<sub>2</sub> ? Enfin, quel est l'impact du protocole Kyoto et de la participation de l'entreprise aux marchés carbone sur la propension à communiquer diffusément sur son impact environnemental?

La communication environnementale fait aujourd'hui partie intégrante de l'ensemble des informations que les entreprises se doivent de divulguer. Les investisseurs sont de plus en plus demandeurs d'information non-financière. Pour preuve, la gestion d'actifs intégrant les critères extra-financiers a représenté en 2011 un peu plus de 10,5 billions de dollars, dont les 2/3 étaient sous mandat de gestionnaires européens (Eurosif 2013)<sup>88</sup>. Ceci s'est traduit par une nette progression de la divulgation non-financière durant ces dernières années. De plus, la sensibilité accrue de la société vis-à-vis de la problématique du développement durable ainsi

---

<sup>88</sup> Enquête Eurosif et ACCA (Juin 2013) "What do Investors expect from non-financial reporting?", disponible [en ligne] sur: <http://www.eurosif.org/images/stories/pdf/1/2013%2006%20eurosif%20acca%20investor%20survey%20on%20nfr%20full%20final.pdf>

que le changement des attentes et des comportements des acteurs ont incité les firmes à communiquer volontairement sur leurs politiques, actions et impacts environnementaux. En l'occurrence, la communication sur son empreinte carbone suppose par l'entreprise une prise de conscience de ses risques et opportunités induits par le changement climatique.

Cette prise de conscience de la nécessité de divulguer des informations en matière environnementale est aussi une réponse aux nouvelles attentes et exigences de la société dans un monde où les enjeux liés au changement climatique ont pris de l'ampleur. Pour assurer leur survie et pérennité, les organisations réagissent aux pressions exercées par les différentes parties prenantes (clients, fournisseurs, actionnaires et investisseurs potentiels, ONGs...) en leur fournissant les informations requises. Mais la décision de divulgation volontaire est aussi une manière de prendre une longueur d'avance sur le régulateur en anticipant les coûts de conformité qu'entraînerait un durcissement de la réglementation existante.

En effet, l'évolution rapide du contexte institutionnel et juridique témoigne de la nécessité des entreprises à rendre des comptes sur leur impact environnemental. Nous pouvons notamment citer l'adoption par la Commission Européenne, le 16 avril 2013, d'un projet de directive visant à modifier la législation comptable en vigueur par l'élargissement du périmètre des sociétés et groupes contraints légalement à fournir des informations non-financières concernant les questions environnementales, les aspects sociaux et liés au personnel, le respect des droits de l'homme, la lutte contre la corruption, et la diversité dans les conseils d'administration. Grâce à la nouvelle directive, le nombre de firmes publiant des rapports non-financiers passera de 2500 à 18000 pour une population de 42000 groupes européens, d'après la Commission Européenne (Eurosif 2013).

Malgré les importantes avancées en matière de législation environnementale à l'échelle nationale et supranationale, il est souvent laissé à la discrétion des entreprises la formalisation du contenu et du format du reporting social et environnemental. Pourtant, la mise en place d'un référentiel précis et adapté à tous est une source de gains substantiels en lisibilité et en comparabilité des informations. A cet égard, CDP<sup>89</sup> (*Carbon Disclosure Project*) constitue le plus connu des programmes de reporting sur le changement climatique et le mieux établi<sup>90</sup>.

---

<sup>89</sup> CDP est une organisation non gouvernementale à but non lucratif. Elle dispose d'une importante base de données sur les politiques environnementales des plus grands groupes dans le monde entier (cf. section 4.3).

<sup>90</sup> D'autres programmes de reporting environnemental existent ; ils sont moins étendus géographiquement. Par exemple, le TCR (The Climate registry, anciennement CCAR) a été créé en 2007 dans le but d'harmoniser le

Les entreprises cibles de l'enquête CDP comptent parmi les plus gros pollueurs de l'industrie dont une partie est *a priori* soumise aux réglementations locales des pays où elle est implantée, la contraignant à mesurer, vérifier et contenir, voire réduire ses émissions de CO<sub>2</sub>. En revanche, certaines entreprises polluantes et échappant, à ce jour, à la législation en vigueur ont tout de même fait le choix de communiquer volontairement sur leur performance environnementale à travers CDP, par exemple, et via d'autres supports (rapports annuels, site web du groupe...).

La littérature portant sur la divulgation des informations est assez vaste, mais lorsque nous nous concentrons sur les déterminants de la publication des données environnementales des entreprises, il apparaît que nous contribuons significativement à la recherche en proposant une analyse internationale et longitudinale. Stanny et Ely (2008) s'intéresse aux entreprises du S&P500 uniquement sur l'année 2006, quant à Wegener et al. (2013), leur étude porte uniquement sur le Canada. Nous contribuons également à la littérature qui étudie le lien entre la qualité de divulgation et la performance environnementale (Clarkson et al., 2008). En ce sens, nous proposons une approche inédite en testant l'influence d'un indicateur d'éco-efficience sur la probabilité de communiquer largement sur ses émissions de CO<sub>2</sub>.

Notre étude porte sur 5573 données obtenues à partir des bases de données CDP pour la période 2008-2011 et concerne 1795 entreprises couvrant 55 pays à travers le monde. Nous montrons que les entreprises qui présentent une forte implication dans la gestion environnementale de leurs activités sont davantage impliquées dans la communication environnementale. De plus, les entreprises de grande envergure sont plus enclines à divulguer largement leurs émissions de CO<sub>2</sub>. Les entreprises concernées par les nouvelles réglementations environnementales, à savoir celles implantées dans un des pays de l'annexe 1 du protocole de Kyoto, affichent également une tendance significativement supérieure à divulguer leurs émissions de CO<sub>2</sub>. Cette tendance est aussi vraie pour les entreprises fortement endettées, ceci s'expliquant par une demande d'information plus importante de la part des parties prenantes. Enfin, nous montrons que les entreprises les moins éco-efficientes communiquent davantage sur leurs activités environnementales, ceci étant la traduction d'une volonté de vouloir se justifier et signaler des axes de progrès réalisés et/ou futurs.

---

reporting et de former une banque de données fiables sur les émissions de gaz à effet de serre pour l'ensemble des 50 états américains.

Notre étude se compose d'une première partie (4.2) dans laquelle nous développons nos hypothèses sur la base d'une revue de littérature, une deuxième partie (4.3) qui présente les données ainsi que la méthodologie utilisées, une troisième partie (4.4) concernant les résultats, enfin, une dernière partie (4.5) dans laquelle nous concluons.

## 4.2. Littérature et développement des hypothèses

### 4.2.1. *La décision de divulgation : une analyse coûts-bénéfices*

Les théories décisionnelles de la communication financière volontaire démontrent que cette dernière constitue un outil stratégique destiné à réduire l'asymétrie informationnelle entre les diverses parties prenantes de l'entreprise (dirigeants, actionnaires existants et prospectifs et créanciers). Avant toutes décisions de diffusion volontaire d'informations, les dirigeants se prêtent à une analyse en termes de coûts et bénéfices. Ainsi, comme le prédisent les théories d'agence et du signal, le gain de transparence par le biais d'une communication judicieuse aurait comme conséquences une baisse de la volatilité et du coût du capital et une hausse de la valeur des titres pour les entreprises cotées (Dhaliwal et al., 2011 ; Clarkson et al., 2013). Cependant, lorsque le coût de divulgation est élevé, les dirigeants sont incités à retenir l'information destinée à devenir publique dans l'intention, non seulement, de dissimuler les mauvaises nouvelles (mauvaise performance) mais de préserver les données confidentielles de l'entreprise (Aerts et al., 2008 ; Clarkson et al., 2004).

Ces modèles décisionnels de divulgation, initialement développés pour l'information financière, peuvent être appliqués dans le champ de l'information de type sociale et environnementale, sous l'hypothèse que de telles informations améliorent l'efficacité des marchés.

Notons que, dans le cas spécifique de la communication carbone, outre les coûts de production des rapports environnementaux, ceux relatifs à la mesure des émissions de CO<sub>2</sub> et, optionnellement, à leur vérification par un tiers ne sont pas négligeables et peuvent dissuader les petites et moyennes entreprises de diffuser volontairement des informations environnementales. Pour ces raisons et dans le but de lutter contre le réchauffement climatique, certains programmes de reporting volontaire offrent un nombre de privilèges à leurs membres allant du suivi et conseil à l'audit des émissions, voire la promotion des efforts des participants auprès des médias et des institutions.

#### 4.2.2. Développement des hypothèses

Cette section est dédiée au développement des hypothèses autour des déterminants de la communication environnementale que nous déclinons en cinq volets, à savoir (1) la gestion environnementale active (2) l'envergure de la firme (3) la performance environnementale (4) les contraintes environnementales et (5) l'asymétrie informationnelle.

Les entreprises qui communiquent sur leur performance environnementale sont celles qui ont *a priori* intégré la problématique de l'environnement dans leur politique globale. Cela peut se traduire par l'adoption de pratiques de management environnemental sur la base desquelles l'entreprise pourra communiquer et suivre l'évolution de sa performance d'une année à l'autre. Il est donc plus vraisemblable que la communication environnementale soit associée à la présence d'autres pratiques de gestion environnementale dans l'entreprise de manière concomitante. Spécifiquement, la probabilité de communiquer sur sa performance environnementale serait plus grande pour les entreprises qui ont *a priori* fixé des objectifs de réduction des émissions de CO<sub>2</sub> (Objectif) et qui se sont engagées d'une manière ou d'une autre à lutter contre le changement climatique auprès d'autres parties prenantes (Engagement).

Par ailleurs, les entreprises qui ont mis en place des mécanismes d'incitations managériales pour encourager les comportements éco-responsables au niveau interne (Incitation) sont vraisemblablement plus transparentes sur le plan environnemental. Enfin, étant donné l'essor que connaissent les programmes d'échanges de droits de pollution, communément appelés marchés *cap & trade*, par le fait qu'ils permettent l'instauration d'incitations économiques favorisant les investissements à faibles impacts environnementaux, nous supposons qu'ils font désormais partie des éléments essentiels que les dirigeants considèrent avec intérêt dans la conception d'une politique environnementale. Aussi, la participation à ces marchés (Trading) implique la tenue d'une comptabilité carbone. Par conséquent, nous prédisons une plus grande propension à la publication environnementale pour les entreprises impliquées dans des programmes d'échanges de droits de pollution. Ceci nous conduit à tester H1.

*H1 : Les entreprises impliquées dans leur gestion environnementale sont plus actives en termes de communication environnementale*

La théorie prédit un degré de divulgation croissant en fonction de la taille qui se justifie par une exposition plus importante et une pression médiatique plus intense dont font l'objet les grands groupes (Kim et Lyon, 2011). De même, la production de rapports non-financiers requiert la mobilisation d'importantes ressources en termes de temps et de capitaux humain et financier (Kolk et al., 2008 ; Clarkson et al., 2008). Par ailleurs, les entreprises les plus rentables ont les ressources nécessaires pour amortir les coûts inhérents à la publication environnementale (Luo et al., 2012). Nous testons en H2 si la taille ainsi que la rentabilité sont des déterminants significatifs de la communication environnementale.

*H2 : Les entreprises de grande envergure sont plus actives en termes de communication environnementale*

En ce qui concerne l'impact de la performance environnementale sur la communication non-financière, la littérature théorique et empirique fait état de prédictions et de résultats aussi variés que divergents. Les modèles économiques s'appuyant sur l'asymétrie informationnelle prédisent une forte activité de divulgation pour les plus performants dans l'objectif de se distinguer des moins performants (Clarkson et al., 2008). En revanche, les théories sociales supposent que les entreprises de piètre performance sont plus enclines à divulguer volontairement ; celles-ci étant à la recherche de légitimité auprès des parties prenantes (Déjean et Oxibar, 2010 ; Delmas et Blass, 2010 ; Patten, 2002 ; Philippe, 2006).

Ainsi, du point de vue de la théorie de l'asymétrie informationnelle, il existe une corrélation positive entre la performance environnementale et la probabilité de communication dans l'objectif de signaler à l'ensemble des parties prenantes les efforts entrepris en matière d'environnement. Alternativement, une corrélation négative entre la performance environnementale et la divulgation carbone validerait l'hypothèse de la légitimité selon laquelle ce sont les plus mauvais élèves qui cherchent à se justifier et à convaincre en annonçant des axes d'amélioration. Ainsi, nous proposons de tester l'hypothèse H3a et son alternative H3b.

*H3a : Les entreprises éco-efficientes sont davantage actives en termes de communication environnementale*

*H3b : Les entreprises non éco-efficientes sont davantage actives en termes de communication environnementale*

Les entreprises opérant dans les secteurs polluants sont dans les premières ciblées par les régulateurs nationaux et régionaux à l'occasion d'un changement de la réglementation environnementale. En mesurant leurs émissions toxiques et en divulguant ces données, elles devancent le régulateur et préviennent l'avènement de coûts supplémentaires de conformité avec les nouvelles lois à venir (Al-Tuwaijri et al., 2004). Les industries qui sont désignées comme fortement intenses en émissions carbone comprennent les secteurs de l'énergie, des matériaux, des services pour la collectivité et le secteur industriel. Nous testons si la propension à communiquer sur sa performance environnementale est plus grande pour les entreprises appartenant à ces secteurs polluants.

Par ailleurs, depuis l'entrée en vigueur du protocole Kyoto en 2005, les pays développés ayant ratifié le traité (pays de l'annexe 1) sont contraints juridiquement à réduire et/ou maintenir leurs émissions de carbone dans un délai prédéterminé. Ces mesures ont entraîné entre autres une prolifération de la publication de rapports environnementaux. En toute logique, le niveau de transparence sur les émissions toxiques est plus grand pour les entreprises domiciliées dans un des pays de l'annexe 1 de Kyoto.

*H4 : Les entreprises contraintes par les nouvelles réglementations environnementales sont plus actives en termes de communication environnementale.*

Les théories de l'agence et du signal recommandent plus de divulgation financière en présence d'asymétries informationnelles. Souvent, les entreprises fortement dépendantes de la dette et/ou les sociétés ayant des perspectives de croissance importantes font l'objet d'une plus forte demande d'information de la part des créanciers et/ou actionnaires. Les dirigeants sont ainsi encouragés à communiquer volontairement sur la situation de l'entreprise dans le but de réduire l'asymétrie d'information et diminuer le coût du capital (Healy et Palepu, 2001). Nous testons ces prédictions pour le cas de la divulgation environnementale en mesurant l'asymétrie informationnelle par le niveau d'endettement et le Q de Tobin.

Des études antérieures montrent une corrélation positive entre l'endettement et la communication environnementale volontaire, expliquée par une exigence accrue de la part des créanciers pour ce type de reporting (Clarkson et al., 2008 ; Dhaliwal et al., 2011). D'autres soutiennent que le coût de divulgation peut excéder ses bénéfices dans les entreprises fortement endettées ; ces dernières seraient ainsi plus réticentes à communiquer (Cormier et

Magnan, 1999, 2002; Brammer et Pavelin, 2008). L'impact de l'endettement sur la probabilité de communiquer demeure équivoque.

D'un autre côté, l'asymétrie informationnelle est présumée plus importante dans les entreprises dont la valeur des actifs intangibles est élevée (Smith et Watts, 1992). Dans ce cas, la demande d'information sur les perspectives futures de la firme serait plus grande (Clarkson et al., 2008). Plus le Q de Tobin est élevé, plus grande est la probabilité de publication volontaire.

*H5 : Les entreprises dont la demande d'information au sujet de leurs perspectives futures est importante sont plus actives en termes de communication environnementale.*

### 4.3. Données et Méthodologie

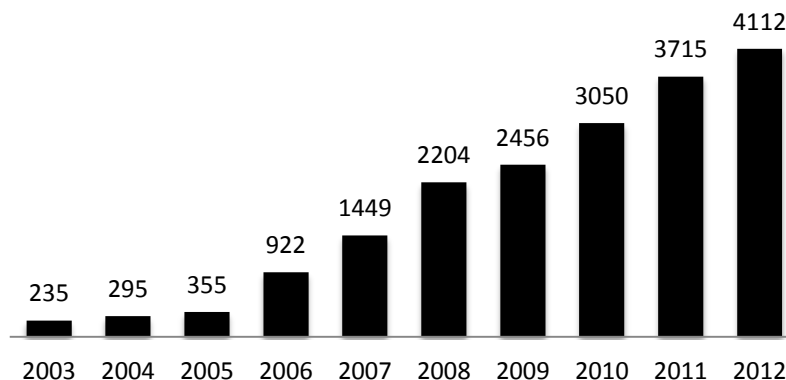
Cette étude utilise les données collectées par CDP, un des plus importants canaux de divulgation volontaire d'informations relatives à la problématique du changement climatique. Il s'agit d'une organisation non gouvernementale à but non lucratif à l'origine d'une initiative lancée en 2000 par un groupe d'investisseurs dans le but d'inciter les grandes entreprises dans le monde à une divulgation plus large d'informations relevant de leurs actions mises en œuvre face au réchauffement climatique. Depuis 2003, CDP collecte, par le biais d'un questionnaire annuel, des données environnementales auprès des plus grands groupes dans le monde entier. L'évolution chaque année du nombre des participants à l'enquête CDP témoigne de la diffusion croissante des pratiques de management environnemental et, notamment, la mesure et la comptabilisation des émissions directes et indirectes des gaz à effets de serre inhérents à l'activité (graphique 1). De plus, toute la chaîne d'approvisionnement fait désormais l'objet d'une évaluation carbone, augmentant de fait l'incitation des fournisseurs à mesurer, à leur tour, leurs rejets toxiques<sup>91</sup>.

---

<sup>91</sup> A titre illustratif, l'EICC (Electronic Industry Code of Conduct) est une coalition regroupant les plus grandes marques d'électronique du monde et leurs fournisseurs autour d'un code de déontologie définissant les normes permettant d'améliorer les conditions de travail et le respect de l'environnement. Les membres de l'EICC développent des outils pour faciliter la mise en œuvre du code, et s'engagent à le respecter dans le cadre de leurs activités et de leur chaîne d'approvisionnement.



**Graphique 1** : Nombre des entreprises sondées par l'enquête CDP



Source : CDP ([www.cdproject.net](http://www.cdproject.net))

La collecte de données se fait via un questionnaire annuel structuré de manière à répondre aux trois objectifs suivants : (1) établir un bilan des stratégies de gestion du carbone en place, (2) quantifier les volumes des rejets toxiques sur la base du facteur polluant (tonne de CO<sub>2</sub> équivalent) et détailler la procédure suivie pour leur mesure et vérification, et (3) identifier les risques et opportunités inhérents au changement climatique. Sur la base de ces axes, nous avons pu dégager cinq items correspondant aux pratiques de gestion mises en place pour une stratégie cohérente de réduction des émissions de CO<sub>2</sub> :

- Publication : L'entreprise affirme la publication (ou la non publication) d'informations environnementales via des canaux outre que CDP.
- Incitation : L'entreprise affirme l'existence (ou l'inexistence) de mécanismes d'incitations managériales (monétaires et non-monétaires) à l'atteinte d'objectifs de réduction des émissions de CO<sub>2</sub>.
- Objectif : L'entreprise affirme avoir (ou non) des objectifs explicites de réduction des émissions de CO<sub>2</sub>.
- Engagement : L'entreprise affirme s'engager (ou ne pas s'engager) auprès d'autres acteurs dans des actions de lutte contre le réchauffement climatique.

- Trading : L'entreprise affirme participer (ou ne pas participer) à un ou plusieurs programmes d'échange de droits de pollution. Les acteurs de ces marchés sont soit soumis à une obligation légale d'abattement de leurs émissions toxiques (le cas, par exemple, des électriciens européens soumis à l'EU ETS) soit des volontaires attirés par l'opportunité que représente le prix du carbone.

Nous menons une analyse empirique en délivrant, dans un premier temps, une description statistique de l'évolution des pratiques managériales de gestion carbone en entreprise (Publication, Incitation, Objectif, Engagement et Trading) à partir de données fournies dans les questionnaires annuels de CDP de 2008 à 2011. Dans un second temps, nous nous penchons sur la pratique du reporting environnemental en particulier, pour laquelle nous procurons une modélisation à partir de ses déterminants. En l'absence d'un encadrement rigoureux et formel de cette pratique, il demeure important de comprendre sous quelles conditions les entreprises communiquent volontairement sur leur impact environnemental. Nous testons nos hypothèses en suivant le modèle logistique suivant :

$$\begin{aligned} Publication_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Incitation_{it} + \beta_2 Engagement_{it} + \beta_3 Objectif_{it} + \beta_4 Trading_{it} + \beta_5 Taille_{it} \\ & + \beta_6 Rentabilité_{it} + \beta_7 Performance\_carbone_{it} + \beta_8 Kyoto_{it} + \beta_9 Pollution_{it} \\ & + \beta_{10} Q\_Tobin_{it} + \beta_{11} Endettement_{it} \end{aligned}$$

La variable dépendante *Publication* est une variable *dummy* qui prend la valeur 1 pour les entreprises qui affirment avoir divulgué des informations sur leur performance environnementale via d'autres supports, outre que CDP, et zéro sinon. La définition des variables explicatives et leurs signes attendus sont récapitulés dans le tableau 1.

Tableau 1 : Récapitulatif des variables et des hypothèses

Variable	Définition	Hypothèse	Signe attendu
Incitation	Variable indicatrice valant 1 si l'entreprise affirme l'existence d'incitations managériales à l'atteinte d'objectifs de réduction des émissions de CO <sub>2</sub> , et zéro sinon.	H1	+
Engagement	Variable indicatrice valant 1 si l'entreprise affirme son engagement auprès d'autres acteurs dans des actions de lutte contre le réchauffement climatique, et zéro sinon.	H1	+
Objectif	Variable indicatrice valant 1 si l'entreprise affirme avoir des objectifs explicites de réduction des émissions de CO <sub>2</sub> , et zéro sinon.	H1	+
Trading	Variable indicatrice valant 1 si l'entreprise affirme participer à un ou plusieurs marchés <i>cap &amp; trade</i> (à l'instar du marché européen EU ETS), et zéro sinon.	H1	+
Taille <sup>(*)</sup>	Logarithme de l'actif total en fin d'année.	H2	+
Rentabilité <sup>(*)</sup>	Rapport du résultat d'exploitation à l'actif total.	H2	+
Performance carbone ( <i>Eco-efficiency</i> ) <sup>(*)</sup>	Cette variable est ajustée à l'industrie. Elle est définie par le ratio des ventes par les émissions de CO <sub>2</sub> de la même année, en excès par rapport au ratio du secteur.	H3	+/-
Kyoto	Variable indicatrice valant 1 si l'entreprise opère dans l'un des pays de l'annexe 1 du protocole Kyoto, et zéro sinon.	H4	+
Pollution	Variable indicatrice valant 1 pour les entreprises appartenant aux secteurs à forte intensité carbone (Utilities, Energy, Materials et Industrials), et zéro sinon.	H4	+
Q de Tobin ajusté à l'industrie <sup>(*)</sup>	Rapport de la valeur de marché de l'entreprise à son total actif, en excès par rapport à la valeur médiane du secteur.	H5	+
Endettement <sup>(*)</sup>	Rapport des dettes au total actif.	H5	+/-

<sup>(\*)</sup> Outre la base CDP, source des données d'émissions de CO<sub>2</sub> et de politique environnementale, nous avons eu recours à la base Orbis (Bureau van Dijk) pour les données comptables. Ces dernières sont converties en dollars américains sur la base du taux de change établi à la clôture de l'exercice fiscal.

## 4.4. Résultats

### 4.4.1. Description statistique

Le tableau 2 montre l'évolution entre 2007 et 2010 des différents items retenus pour notre analyse, une année N correspondant au questionnaire de l'année N+1. Nous avons retenu l'ensemble des données disponibles concernant le questionnaire CDP pour ces analyses, soit 5573 données. Certains items n'étaient pas disponibles pour l'année 2007. De façon générale, nous notons une forte augmentation de la participation des entreprises à l'enquête CDP au cours du temps ainsi qu'une baisse très significative du nombre de non-répondants. Nous ressentons en effet que les firmes ont vraiment commencé à être capables de chiffrer et répondre quant à leur politique environnementale après 2007, date qui correspond notamment au début de la phase 2 du protocole de Kyoto. Les entreprises ont également augmenté la communication de leurs émissions de CO<sub>2</sub> via d'autres supports que CDP depuis 2008, nous notons entre 2008 et 2009 une participation qui passe de 69,4% à 89,1%. Cette participation était déjà importante en 2008 du fait que lorsqu'une entreprise est capable de communiquer ses émissions carbone à CDP, c'est qu'elle a en général entrepris de mesurer cette grandeur soit pour des raisons de divulgation obligatoire, soit pour des raisons de divulgation volontaire qui concernent d'autres supports que CDP. Les entreprises ont augmenté durant ces trois années les incitations liées à la gestion environnementale. En effet, la part de celles qui répondent avoir mis en place des incitations à atteindre des objectifs de performance environnementale passe de 28,4% en 2007 à 61,5% en 2010. Ces chiffres montrent que la question de l'optimisation des ressources énergétiques est de plus en plus exigée auprès des équipes dirigeantes. Par ailleurs, les statistiques montrent que la proportion des entreprises engagées dans des programmes de réduction d'émissions de carbone n'a fait que croître ces dernières années ainsi que la mise en place d'objectifs à atteindre. Enfin, le dernier item montre une baisse de la participation au marché carbone en 2009 de la part des entreprises. Ceci pouvant s'expliquer notamment par l'effondrement des prix à partir de 2007 dissuadant les entreprises de participer au marché des quotas carbone.

**Tableau 2** : Statistiques sur l'implication en termes de gestion environnementale des entreprises sondées par CDP en fonction des années

		2007		2008		2009		2010	
Publication	Oui			854	69,4%	1267	84,2%	1378	89,1%
	Non			140	11,4%	202	13,4%	149	9,6%
	NR			237	19,3%	36	2,4%	20	1,3%
	Total			1231	100,0%	1505	100,0%	1547	100,0%
Incitation	Oui	367	28,4%	470	38,2%	763	50,7%	951	61,5%
	Non	530	41,1%	577	46,9%	710	47,2%	588	38,0%
	NR	393	30,5%	184	14,9%	32	2,1%	8	0,5%
	Total	1290	100,0%	1231	100,0%	1505	100,0%	1547	100,0%
Engagement	Oui	618	47,9%	762	61,9%	953	63,3%	1149	74,3%
	Non	266	20,6%	298	24,2%	481	32,0%	378	24,4%
	NR	406	31,5%	171	13,9%	71	4,7%	20	1,3%
	Total	1290	100,0%	1231	100,0%	1505	100,0%	1547	100,0%
Objectif	Oui	644	49,9%	781	63,4%	926	61,5%	1038	67,1%
	Non	310	24,0%	262	21,3%	552	36,7%	494	31,9%
	NR	336	26,0%	188	15,3%	27	1,8%	15	1,0%
	Total	1290	100,0%	1231	100,0%	1505	100,0%	1547	100,0%
Trading	Oui			489	39,7%	353	23,5%	374	24,2%
	Non			509	41,3%	1075	71,4%	1140	73,7%
	NR			233	18,9%	77	5,1%	33	2,1%
	Total			1231	100,0%	1505	100,0%	1547	100,0%

Source : statistiques réalisées à partir de données CDP 2008-2011

Nous avons étudié la répartition des réponses à chacun des items en fonction de différentes caractéristiques comptables des firmes. Ces analyses portent sur 3186 données, ce qui correspond à la base de données obtenue après avoir fusionné la base CDP avec les données comptables disponibles. Le tableau 3 nous montre sans conteste que les entreprises de plus grande taille sont très impliquées dans leur gestion environnementale. En effet, le total actif et le chiffre d'affaires sont beaucoup plus élevés pour les entreprises répondant positivement à chacun des items. Du fait de leur grande taille, ces entreprises sont davantage concernées par les normes environnementales qui ont été décidées ces dernières années et sont également beaucoup plus exposées médiatiquement. Egalement, les entreprises les plus impliquées dans leur gestion environnementale sont également les plus rentables. La mise en place d'un système de management, d'audits ainsi que l'intégration d'alternatives est très coûteux pour les entreprises. Ainsi, il semblerait que les entreprises les moins rentables soient

moins sujettes à considérer la réduction de leurs émissions carbone comme une priorité. D'ailleurs, nous pouvons noter que les entreprises n'ayant pas répondu à la question de l'atteinte d'objectifs en termes de réduction de leurs émissions de CO<sub>2</sub> ont une rentabilité moyenne négative. Enfin, les entreprises investissant plus massivement dans la R&D sont également celles qui ont manifesté être impliquées dans une gestion active de leur politique environnementale. En effet, les firmes ayant répondu affirmativement affichent un montant de R&D moyen deux à cinq fois plus important que les autres selon les items. Ce résultat corrobore le fait qu'adopter une politique de baisse des émissions de carbone nécessite des investissements conséquents.

**Tableau 3** : Statistiques sur l'implication en termes de gestion environnementale des entreprises sondées par CDP en fonction de leur taille, performance et investissement dans la recherche

		Total actif	Chiffres d'affaires	Résultat net	R&D
Publication	Oui	76 923 748	16 798 572	1 127 246	524 929
	Non	17 329 717	4 878 954	225 431	124 168
	NR	15 544 944	5 912 112	99 452	191 408
	Total	70 860 264	15 615 655	1 034 019	486 233
Incitation	Oui	88 598 120	20 205 581	1 390 746	665 076
	Non	48 227 449	9 644 253	570 383	215 583
	NR	24 410 886	8 238 890	251 668	375 178
	Total	70 860 264	15 615 655	1 034 019	486 233
Engagement	Oui	84 823 554	18 741 105	1 239 655	559 584
	Non	30 745 736	6 621 213	439 363	249 798
	NR	41 126 510	8 799 214	518 006	585 884
	Total	70 860 264	15 615 655	1 034 019	486 233
Objectif	Oui	85 092 643	18 335 020	1 208 360	606 757
	Non	35 441 788	8 572 200	634 877	135 305
	NR	36 014 788	15 660 505	-318 344	259 752
	Total	70 860 264	15 615 655	1 034 019	486 233
Trading	Oui	93 536 201	23 941 962	1 387 392	714 272
	Non	60 875 809	11 878 353	876 391	365 721
	NR	60 524 144	12 995 200	884 178	381 257
	Total	70 860 264	15 615 655	1 034 019	486 233

Source : statistiques réalisées à partir de données CDP 2008-2011

La comparaison des réponses des pays de l'annexe 1 du protocole de Kyoto versus les pays hors-annexe 1 est présentée dans le tableau 4. Les pays signataires semblent produire davantage de communication autour de leurs émissions de CO2 mais la différence n'est pas aussi importante que ce à quoi nous aurions pu nous attendre. Il semblerait en effet que la communication environnementale concerne presque autant les pays qui ne sont pas engagés auprès de Kyoto. Les entreprises chercheraient ainsi à communiquer volontairement auprès des différentes parties prenantes afin d'afficher plus de transparence et de s'aligner avec les autres pays. Par ailleurs, nous n'observons pas de différences entre les deux catégories de firmes quant à la mise en place d'incitations visant à l'atteinte d'objectifs environnementaux ni quant à la définition de ces objectifs. En revanche, les pays signataires de Kyoto restent un peu plus engagés et manifestent plus d'activités sur les marchés des quotas carbone.

**Tableau 4** : Statistiques sur l'implication en termes de gestion environnementale des entreprises sondées par CDP en fonction de leur appartenance à l'annexe 1 du protocole de Kyoto

		Kyoto			
		Pays annexe 1		Pays hors-annexe 1	
Publication	OUI	3116	91,1%	1878	87,3%
	NON	222	6,5%	229	10,6%
	NR	82	2,4%	45	2,1%
	TOTAL	3420	100%	2153	100%
Incitation	OUI	1954	57,1%	1214	56,4%
	NON	1427	41,7%	897	41,7%
	NR	38	1,1%	42	2%
	TOTAL	3420	100%	2153	100%
Engagement	OUI	2507	73,3%	1606	74,6%
	NON	852	24,9%	509	23,6%
	NR	61	1,8%	38	1,8%
	TOTAL	3420	100%	2153	100%
Objectif	OUI	2537	74,2%	1410	65,5%
	NON	857	25,1%	712	33,1%
	NR	26	0,77%	31	1,5%
	TOTAL	3420	100%	2153	100%
Trading	OUI	1179	34,5%	512	23,8%
	NON	2125	62,2%	1565	72,7%
	NR	115	3,4%	75	3,5%
	TOTAL	3420	100%	2153	100%

Source : statistiques réalisées à partir de données CDP 2008-2011



#### 4.4.2. Analyse multivariée

L'analyse multivariée menée dans cette partie a pour objectif de tester l'ensemble des hypothèses que nous avons développées précédemment, par le biais d'un modèle logistique estimant la probabilité de communication environnementale volontaire. Les régressions du modèle contrôlent pour les effets fixes temps/pays/industries et les estimateurs sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le tableau 5 présente les résultats relatifs aux différentes spécifications du modèle. En particulier, les modèles (II) et (III) excluent la variable *Kyoto* pour des raisons de colinéarité avec les effets fixes pays, et les effets fixes sectoriels sont remplacés par la variable indicatrice *Pollution* dans le modèle (III). Les données qui ont servi pour ces analyses résultent de la fusion des données disponibles concernant les pratiques environnementales avec celles obtenues à partir du calcul des scores d'éco-efficience.

**Tableau 5** : Estimation logistique de la probabilité de publication carbone

Pr(Publication=1)	I		II		III	
	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value
<u>Gestion environnementale active</u>						
Incitation	0,692***	0,003	0,726***	0,003	0,716***	0,002
Engagement	0,766***	0,001	0,780***	0,001	0,823***	0,001
Objectif	0,871***	0,00	0,670***	0,003	0,722***	0,001
Trading	0,205	0,418	0,214	0,412	0,233	0,364
<u>Grande envergure</u>						
Taille	0,431***	0,00	0,538***	0,00	0,503***	0,00
Rentabilité	3,945***	0,001	3,782***	0,003	4,214***	0,001
<u>Performance carbone</u>	-3,86E-04	0,105	-3,93E-04	0,125	-4,14E-04*	0,09
<u>Contraintes environnementales</u>						
Kyoto	0,666***	0,002				
Pollution					0,192	0,359
<u>Asymétrie informationnelle</u>						
Q de Tobin	0,79	0,191	0,634	0,356	0,765	0,25
Endettement	1,03	0,224	1,725*	0,062	1,588*	0,081
Année 2009	0,925***	0,00	1,087***	0,00	1,106***	0,00
Année 2010	1,048***	0,00	1,202***	0,00	1,166***	0,00
Constante	-7,636***	0,00	-8,401***	0,00	-8,101***	0,00
Effets fixes Secteur	oui		oui		non	
Effets fixes pays	non		oui		oui	
N	2098		1980		1980	
Pseudo R2	19,77%		26,34%		24,83%	
Wald chi2	191,4***		224,1***		221,9***	

Les résultats du tableau 5 valident l'hypothèse H1, dans la mesure où la probabilité de communication environnementale est positivement corrélée avec les pratiques du management carbone (à l'exception de *Trading*). En effet, les entreprises les plus actives en matière de reporting environnemental sont celles qui tendent, par la mise en place de mécanismes d'incitation, à encourager les dirigeants et les salariés à atteindre des objectifs environnementaux. Aussi, l'engagement auprès des parties prenantes et la fixation d'objectifs explicites de réduction des émissions sont des pratiques qui vont de paire avec la communication environnementale. Les coefficients estimés des variables *Incitation*, *Objectif* et *Engagement* sont significatifs au seuil de 1% quelle que soit la spécification du modèle.

Toutefois, la participation à des programmes d'échange de droits de pollution (*Trading*) n'a pas d'impact significatif sur l'activité de publication environnementale.

Conformément à la littérature existante, les entreprises de grande envergure tendent à divulguer volontairement des informations environnementales. Ainsi, les variables *Taille* et *Rentabilité* affichent des coefficients estimés positifs et significatifs au seuil de 1%. Ce résultat corrobore l'hypothèse H2. En ce qui concerne la performance carbone, son impact sur la divulgation volontaire semble être peu significatif (effet significatif seulement dans le modèle III) et limité (coefficients de faible amplitude). Le signe négatif est néanmoins conforme aux prédictions des théories sociales et à l'hypothèse de légitimité (H3b) qui prône pour une plus forte propension à la divulgation volontaire d'informations environnementales chez les plus gros pollueurs cherchant à relativiser l'impact de leurs faibles performances en influençant les perceptions des parties prenantes (Patten, 2002).

Pour les variables de contraintes environnementales (H4), nous constatons une plus forte activité de communication environnementale dans les pays signataires du protocole Kyoto ; le coefficient estimé de la variable *Kyoto* est significatif au seuil de 1% (modèle I). En revanche, la publication environnementale au sein des industries polluantes n'est pas significativement différente de celle des entreprises appartenant aux secteurs moins polluants (modèle III). Les résultats relatifs à l'asymétrie informationnelle révèlent une tendance à la communication environnementale volontaire chez les entreprises présentant un niveau d'endettement élevé (modèles II et III). Ceci supporte l'hypothèse d'une demande croissante d'informations environnementales de la part des créanciers. La variable *Q de Tobin* a un signe positif, conformément à H5, mais son impact n'est pas significatif (Clarkson et al., 2008).

Enfin, les variables indicatrices du temps indiquent une nette progression de la publication environnementale dans le temps. Dans l'ensemble, notre modèle explique 20 à 26% de la probabilité de communication environnementale volontaire.

## **4.5. Conclusion**

La dernière décennie a été marquée par une évolution notable des politiques environnementales et des pratiques de gestion de carbone dans les entreprises. Face à un activisme grandissant des parties prenantes et à une réglementation de plus en plus pénalisante envers les plus gros pollueurs, les entreprises sont plus que jamais incitées à s'aligner sur ces nouvelles exigences et à communiquer sur leurs engagements de lutte contre le changement climatique. La première partie de cette étude avait pour but de déceler ces tendances et à rendre compte de l'évolution des pratiques managériales de gestion et de communication carbone. La deuxième partie s'est penchée sur les déterminants de l'éco-communication volontaire, notamment, sur l'influence de l'indicateur de l'éco-efficience sur la propension à divulguer largement sur ses émissions de CO<sub>2</sub>.

L'analyse a porté sur un échantillon constitué d'un large panel international d'entreprises ayant communiqué, via CDP, des informations aussi bien qualitatives que quantitatives sur leurs politiques environnementales entre 2008 et 2011. Il en ressort que les entreprises qui présentent une forte implication dans la gestion environnementale de leurs activités sont manifestement plus transparentes sur le plan environnementale. De plus, les entreprises de grande envergure et d'un niveau d'endettement élevé, sont plus enclines à divulguer largement leurs émissions de CO<sub>2</sub>, ceci s'expliquant par une demande d'information plus importante de la part des parties prenantes. Cette tendance est aussi vraie pour les entreprises concernées par les nouvelles réglementations environnementales. Enfin, il est démontré que les entreprises les moins éco-efficientes tendent à communiquer davantage sur leurs empreintes environnementales, ce qui semble renforcer l'hypothèse de recherche de légitimité par la signalisation d'axes de progrès réalisés et/ou futurs. Ces résultats suggèrent d'approfondir l'étude de la relation entre performance carbone et communication environnementale par l'analyse du contenu du reporting environnemental. De plus, il serait intéressant à travers une étude d'événement de tester la valorisation du contenu des rapports environnementaux par le marché.

## Bibliographie

- Aerts W., Cormier D. & Magnan M. (2008) Corporate environmental disclosure, financial markets and the media: An international perspective, *Ecological Economics*, 64(3), 643-659.
- Al-Tuwaijri S.A., Christensen T.E. & Hughes K.E. (2004) The relations among environmental disclosure, environmental performance, and economic performance: A simultaneous equations approach, *Accounting, Organizations and Society*, 29(5-6), 447-471.
- Brammer S. & Pavelin S. (2008) Factors influencing the quality of corporate environmental disclosure, *Business Strategy and the Environment*, 17(2), 120-136.
- Clarkson P.M., Fang X., Li Y. & Richardson G.D. (2013) The relevance of environmental disclosures: are such disclosures incrementally informative?, *Journal of Accounting and Public Policy*, 32(5), 410-431.
- Clarkson P.M., Li Y. & Richardson G.D. (2004) The market valuation of environmental capital expenditures by pulp and paper companies, *Accounting Review*, 79(2), 329-353.
- Clarkson P.M., Li Y., Richardson G.D. & Vasvari F.P. (2008) Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: An empirical analysis, *Accounting, Organizations and Society*, 33(4-5), 303-327.
- Cormier D. & Magnan M. (1999) Corporate environmental disclosure strategies: Determinants, cost and benefits, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 14(4), 429-451.
- Cormier D. & Magnan M. (2002) La communication d'informations environnementales : un enjeu stratégique pour les entreprises, *Revue Sciences de Gestion*, 32, 21-52.
- Déjean F. & Oxibar B. (2010) Légitimation et communication sociétale : le cas Péchiney, *Management International*, 14(2), 69-82.
- Delmas M. & Blass V.D. (2010) Measuring corporate environmental performance: The trade-offs of sustainability ratings, *Business Strategy and the Environment*, 19(4), 245-260.
- Dhaliwal D.S., Li O.Z., Tsang A. & Yang Y.G. (2011) Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting, *The Accounting Review*, 86 (1), 59.

- Healy P.M. & Palepu K.G. (2001) Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature, *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 405-440.
- Kim E.H. & Lyon T.P. (2011) When does institutional activism increase shareholder value? : The Carbon Disclosure Project, *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 11(1), 1-29.
- Kolk A, Levy D. & Pinkse J. (2008) Corporate responses in an emerging climate regime: the institutionalization and commensuration of carbon disclosure, *European Accounting Review*, 17(4), 719-745.
- Luo L., Lan Y. & Tang Q. (2012) Corporate incentives to disclose carbon information: Evidence from the CDP Global 500 report, *Journal of International Financial Management & Accounting*, 23(2), 93-120.
- Patten D. (2002) The relation between environmental performance and environmental disclosure: A research note, *Accounting, Organizations & Society*, 27(8), 763-773.
- Philippe D. (2006) La communication environnementale organisationnelle comme stratégie de légitimation, *Management International*, 10(43), 49-66.
- Smith C. & Watts R. (1992) The investment opportunity set and corporate financing, dividend and compensation policies, *Journal of Financial Economics*, 32(1), 263–293.
- Stanny E. & Ely K. (2008) Corporate environmental disclosures about the effects of climate change, *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 15(6), 338-348.
- Wegener M., Elayan F.A., Felton S. & Li J. (2013) Factors influencing corporate environmental disclosures, *Accounting Perspectives*, 12 (1), 53-73.



## **CONCLUSION GENERALE**





## Conclusion générale

Nous assistons depuis plus de trente ans à une véritable révolution paradigmatique au cœur même de la finance moderne qui s'est traduite par l'émergence de courants de recherche alternatifs à vocation d'aborder et de traiter les phénomènes financiers dans un cadre hypothétique plus réaliste. La finance comportementale et la finance durable en font partie. Cette thèse s'inscrit dans la lignée de ces deux paradigmes émergents et s'ouvre sur des applications ayant trait à des thématiques-clés en finance d'entreprise, à travers lesquelles nous nous sommes intéressée au comportement de la firme face à des investisseurs normaux<sup>92</sup>, tantôt victimes de leurs sentiments, tantôt préoccupés par la dimension éthique de leurs placements. Nous proposons de récapituler les résultats de nos travaux et d'en rappeler les principales limites, qui sont par ailleurs des ouvertures potentielles d'approfondissement.

**Le premier chapitre** traite, à travers le biais de familiarité, de l'intérêt pour les entreprises de bénéficier d'une forte visibilité sur les marchés. Nous avons procédé à une analyse empirique de la relation entre la notoriété de l'entreprise et son actionnariat individuel. Le biais de familiarité est une heuristique du comportement individuel qui consiste à faire davantage confiance aux options familières. Ses implications sur les choix des investisseurs quant à la performance de leurs portefeuilles sont contrastées. En revanche, ses conséquences pour l'entreprise sont présumées bénéfiques. Notre approche méthodologique consiste à appréhender le biais de familiarité à travers la notoriété perçue de la firme. Plus l'entreprise est connue du grand public, plus sa notoriété est grande et plus fort sera le sentiment de familiarité qui lui est associé. Ainsi, notre proxy de notoriété a été construit sur la base d'une enquête qui avait pour objectif de sonder le degré de connaissance des sociétés du SBF-120, auprès d'un public d'étudiants d'une école de commerce. Après avoir contrôlé plusieurs facteurs susceptibles d'influencer le choix de portefeuille des investisseurs individuels, les résultats des tests se révèlent mitigés quant à la relation entre la notoriété et l'actionnariat individuel. Premièrement, l'effet de notoriété semble être tributaire de la

---

<sup>92</sup> Nous empruntons à Meir Statman cette expression. Dans son livre « *What investors really want ?* », il rend compte que l'investisseur moyen est un être normal, ni fou ni génie: il est normalement intelligent à certains égards, et normalement naïf à d'autres. Il agit, tout simplement, sous l'influence de ses préférences et aspirations qui sont aussi hétérogènes que complexes.

période du test et, particulièrement, pertinent durant la période ayant précédé la crise de 2007-2008. Deuxièmement, l'effet de notoriété importe plus pour les petites capitalisations. Ces dernières étant plus sujettes à l'asymétrie informationnelle, ce résultat suggère que le biais de familiarité est plus approprié dans un contexte d'incertitude et d'opacité relative<sup>93</sup>. L'analyse conduite sur un sous-échantillon de petites capitalisations, a l'avantage, sur le plan méthodologique, d'atténuer la corrélation entre notoriété et taille, potentiellement nuisible à la robustesse des estimations, et de mieux distinguer leurs effets respectifs. En somme, nous démontrons qu'il est opportun pour les petites entreprises d'augmenter leur visibilité, dès lors qu'une forte notoriété augmente la base actionnariale et permet une réduction du coût du financement sur les marchés de capitaux.

Tout travail de recherche présente des limites, celui-ci souffre principalement d'une imprécision dans le calcul de l'actionnariat individuel lequel comprend une partie de l'actionnariat institutionnel. Ceci implique une surestimation des véritables détentions par les investisseurs individuels. Une collecte de données auprès de la source n'aurait pas résolu le problème puisque seules les entreprises qui avaient fait la demande d'une enquête TPI (Titre au Porteur indentifiable) disposaient d'une information précise de leur actionnariat au moment de la réalisation de l'enquête. Nous avons abandonné cette piste qui s'est vite avérée restrictive quant à la taille de l'échantillon.

**Le deuxième chapitre** s'intéresse à l'impact du sentiment de l'investisseur sur les décisions de distribution de dividende. Nous nous basons sur la *catering theory* (Baker et Wurgler, 2004) qui stipule une forte propension à la distribution en cas d'une demande élevée de dividende et une plus grande propension à l'omission en cas de faible demande. Autrement dit, quand les titres payeurs se négocient avec une prime (décote) par rapport aux titres non-payeurs, les entreprises sont plus (moins) incitées à distribuer du dividende afin de booster la valeur de l'action. A l'instar de Baker et Wurgler (2004), nous appréhendons la demande de dividende par l'écart de valorisation entre les payeurs et les non-payeurs, de sorte que l'on dispose d'une prime ou d'une décote selon que l'écart s'avère de signe positif ou négatif, respectivement. Notre contribution a consisté à éprouver la validité empirique de la *catering theory* dans le contexte français. Il se trouve que l'inexistence de travaux dédiés exclusivement à examiner, en France, la relation prime - politique de dividende justifie la présente étude. Elle s'impose d'autant plus que le marché français se distingue notablement des Etats-Unis par ses entreprises à propriété concentrée et, notamment, par la forte présence

---

<sup>93</sup> Les petites entreprises sont davantage caractérisées par l'incertitude et l'asymétrie informationnelle.

d'actionnaires familiaux dans leur capital. Pour ces raisons, nous avons porté une attention particulière à l'impact des variables d'actionnariat sur la relation prime-politique de dividende, à savoir s'il existe un effet modérateur du contrôle familial sur l'incitation des dirigeants à réagir à une demande de dividende non justifiée par les fondamentaux. De même, pour un éventuel rôle de l'actionnariat institutionnel sur l'incitation à distribuer du dividende.

Les résultats de l'analyse qui a porté sur les sociétés du SBF-250 de 1992 à 2010 ont permis de valider l'hypothèse du *catering incentives* en mettant en évidence une corrélation positive de la propension à distribuer avec la prime, et négative avec le sentiment de l'investisseur, appréhendé par l'indice de confiance de l'INSEE. En outre, ces résultats ont permis d'établir que la probabilité de paiement de dividende est fonction croissante de la taille, la rentabilité et de la maturité (mesuré par l'accumulation des capitaux internes), et décroissante du risque et de l'endettement, conformément à la littérature. Par ailleurs, les tests exploratoires de l'impact de la structure d'actionnariat ont pu valider un effet modérateur du contrôle familial sur l'incitation des dirigeants à répondre à la demande de dividende. En revanche, un niveau élevé de la participation institutionnelle dans le capital tend à amplifier l'effet de la prime sur la propension à distribuer. L'ensemble de nos résultats suggère que les dirigeants français font preuve d'un opportunisme court-termiste, du moins en ce qui concerne les décisions de distribution de dividende, et sont incités à tirer profit des erreurs de jugement des investisseurs en cas de faible contrôle familial ou de forte participation d'actionnaires institutionnels dans le capital.

Enfin, nous pensons qu'une prise en compte de la politique de distribution dans sa globalité serait judicieuse quant à l'analyse des mécanismes qui sous-tendent ce type de décision. D'autant plus que la baisse du dividende au cours la dernière décennie s'est produite en faveur des programmes de rachat d'actions lesquels ont bénéficié en France d'un assouplissement de la loi depuis 1998.

Les troisième et quatrième chapitres s'inscrivent dans le courant de la finance durable. Malgré la croissance remarquable de l'investissement socialement responsable aux Etats-Unis et en Europe, il n'existe pas de consensus sur la rationalité de ces placements à l'échelle individuelle. Néanmoins, il est plus facile de justifier, sur la base d'arguments rationnels, l'engagement social et environnemental à l'échelle de l'entreprise. Dans le cas particulier de l'environnement, il est admis qu'une entreprise qui anticipe les futures contraintes et législations environnementales dans son industrie bénéficiera d'un avantage compétitif au moment où les autres subiront de plein fouet les conséquences du changement<sup>94</sup>. L'objet du **troisième chapitre** a été de vérifier cette affirmation, en testant la pertinence des stratégies de réduction des émissions de carbone des entreprises sur leur performance financière à l'occasion d'opérations de fusions-acquisitions. Notre argumentation s'est fondée sur les corollaires du management par les ressources et la pérennité des avantages concurrentiels.

La performance carbone des entreprises a été évaluée sur la base d'un indicateur d'éco-efficience défini par le rapport entre leurs émissions de CO2 et leurs chiffres d'affaires. Cet indicateur est ajusté à l'industrie afin de tenir compte des fortes disparités sectorielles qui peuvent exister au niveau de l'intensité polluante de la production. Les données relatives aux émissions de carbone proviennent de la base CDP (*Carbon Disclosure Project*) et couvrent un large échantillon international d'entreprises pour la période 2006-2010. Nos résultats ont montré que les entreprises éco-efficientes tendent à réaliser des rendements anormaux supérieurs autour de l'annonce de leurs acquisitions, suggérant que les efforts de réduction des émissions sont positivement récompensés par les marchés financiers. Par ailleurs, l'impact de l'éco-efficience s'est révélé plus significatif dans les opérations de fusions-acquisitions financées par actions. Doté d'un avantage compétitif, l'acquéreur éco-efficient bénéficie d'un pouvoir de négociation plus fort vis-à-vis des actionnaires de la cible, dès lors que ces derniers attachent plus d'importance à la valeur des actions de l'acquéreur qu'ils reçoivent à l'occasion de la fusion/acquisition. Il en résulte pour l'acheteur plus d'opportunités pour capturer de la valeur (ou détruire moins de valeur) autour de l'annonce. Ce travail est une contribution empirique au débat actuel au moment même où plusieurs dirigeants, politiques et intellectuels manifestent leur scepticisme quant à la responsabilité environnementale de l'entreprise. Ainsi, nos résultats semblent plutôt trancher en faveur de la rationalité économique des stratégies d'éco-efficience, réaffirmant la possibilité, pour la firme, d'envisager une relation gagnant-gagnant avec son environnement.

---

<sup>94</sup> cf. Porter M. (1985) *Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance*. New York: The Free Press.

Toutefois, une des limites de cette étude concerne notre mesure d'éco-efficience qui, en l'occurrence, rend compte d'un seul aspect des stratégies d'éco-efficience, à savoir les émissions toxiques, ignorant par là les autres sources d'optimisation des processus de production, telles que la gestion des déchets, le retraitement des eaux et le recyclage. D'autant plus que les sources d'éco-efficience présentent une grande disparité sectorielle en termes de gains de productivité à la fois économique et écologique (l'exemple de la production de la bière illustre parfaitement la spécificité du secteur à générer des gains d'éco-efficience via le traitement des déchets<sup>95</sup>). A ce propos, des améliorations possibles sont à considérer dans le futur.

Au cours de ces dernières années, le développement de l'investissement socialement responsable s'est accompagné d'un élargissement des pratiques de gestion et de communication environnementales au sein des entreprises, tous secteurs confondus. Cette évolution peut témoigner d'une forte demande de la part des parties prenantes pour ce type d'information, mais également de la volonté des entreprises de communiquer sur leurs efforts dans le domaine de la RSE (responsabilité sociale des entreprises). Ainsi, notre **quatrième chapitre** s'est construit autour d'une étude internationale qui avait pour double objectif de décrire l'évolution des pratiques de gestion environnementale dans un premier temps, et d'analyser les déterminants de la communication des émissions de carbone dans un second temps. Il en ressort que des pratiques managériales de gestion environnementale, comme la fixation d'objectifs de réduction des émissions, la mise en place d'incitations managériales (matérielles et non-matérielles) dans le but de mobiliser le personnel sur les enjeux du développement durable, la communication élargie sur ses émissions de CO2 et l'engagement auprès des parties prenantes dans la lutte contre le réchauffement climatique, sont de plus en plus répandues dans le milieu des organisations et affichent une tendance croissante et régulière depuis 2007. La deuxième partie du travail, dédiée à l'analyse empirique des déterminants de la communication environnementale, a permis de valider quelques résultats préalablement établis dans des travaux antérieurs comme, notamment, le fait que les ressources matérielles, les contraintes environnementales ainsi que le niveau d'endettement déterminent positivement la propension à communiquer. Ce dernier résultat (endettement) montre une demande accrue d'informations environnementales de la part des créanciers. Par ailleurs, nous constatons que ce sont les entreprises les moins vertueuses sur le plan

---

<sup>95</sup> <http://www.zeri.org/ZERI/Beer.html>

environnemental qui communiquent plus sur leurs émissions de CO<sub>2</sub>, traduisant une recherche de légitimité auprès des parties prenantes.

Une piste de recherche serait de vérifier si effectivement ces entreprises sont dans une réelle dynamique d'améliorer leur performance environnementale ou bien si leurs efforts de communication n'ont autre visée que d'influencer l'opinion à court terme, à savoir sans réel constat d'amélioration future. La vérification empirique de cette hypothèse requiert davantage de recul sur les données. Nous envisageons un test dès lors où les prochaines données sur les émissions de carbone des entreprises seront publiées.

## Liste des tableaux & graphiques

### Chapitre 1 :

Tableau 1 : TOP 5 des sociétés du SBF-120 à plus forte/faible notoriété .....	38
Tableau 2 : Statistiques descriptives des principales variables .....	45
Tableau 3 : Matrice des corrélations .....	46
Tableau 4 : Test de différence de moyennes sur l'actionnariat individuel entre les groupes à forte vs. faible notoriété (Panel A) et par quartile de capitalisation boursière (Panel B).....	48
Tableau 5 : Estimation par les moindres carrés généralisés (MCG) de l'impact de notoriété sur l'actionnariat individuel .....	52
Tableau 6 : Estimation par les moindres carrés généralisés (MCG) de l'impact de notoriété des petites et grandes entreprises sur leurs actionnariats individuels respectifs .....	55

### Chapitre 2 :

Tableau 1 : Statistiques descriptives .....	92
Tableau 2 : Prime de dividende en France entre 1992 et 2010 .....	93
Tableau 3 : La relation pourcentage de payeurs - prime de dividende .....	96
Tableau 4 : La relation prime de dividende - sentiment de l'investisseur.....	98
Tableau 5 : Propension à distribuer et prime de dividende .....	103
Tableau 6 : Propension à distribuer et sentiment de l'investisseur .....	106
Tableau 7 : Propension à augmenter/diminuer le dividende .....	108
Tableau 8 : Impact de la structure d'actionnariat sur les incitations des dirigeants à répondre à la demande de dividende .....	114

Graphique 1 : Evolution du pourcentage des payeurs et des non-payeurs .....	91
Graphique 2 : Evolution de la politique de dividende et de la prime .....	94

### Chapitre 3 :

Table 1 : CDP sample distribution by year and industry.....	148
Table 2 : Sample distribution by acquirer home country, local market index and currency.....	152
Table 3 : Sample description .....	153
Table 4 : Acquirer abnormal returns by size, target status and eco-efficiency .....	156
Table 5 : Acquirer and deal characteristics by eco-efficiency.....	159
Table 6 : Multivariate regression analyses of acquirer CAR on eco-efficiency .....	164
Table 7 : Multivariate regression analyses of acquirer CAR on eco-efficiency: Controlling for acquirer size and management quality.....	166
Table 8 : Multivariate regression analyses of acquirer CAR on eco-efficiency: Controlling for method of payment .....	169
Graph 1 : Mean eco-efficiency scores, 2006 - 2010.....	149
Graph 2 : Mean eco-efficiency scores, across industries .....	150



*Chapitre 4 :*

<i>Tableau 1 : Récapitulatif des variables et des hypothèses.....</i>	<i>192</i>
<i>Tableau 2 : Statistiques sur l'implication en termes de gestion environnementale des entreprises sondées par CDP en fonction des années.....</i>	<i>194</i>
<i>Tableau 3 : Statistiques sur l'implication en termes de gestion environnementale des entreprises sondées par CDP en fonction de leur taille, performance et investissement dans la recherche.....</i>	<i>196</i>
<i>Tableau 4 : Statistiques sur l'implication en termes de gestion environnementale des entreprises sondées par CDP en fonction de leur appartenance à l'annexe 1 du protocole de Kyoto. ....</i>	<i>197</i>
<i>Tableau 5 : Estimation logistique de la probabilité de publication carbone.....</i>	<i>199</i>
<i>Graphique 1 : Nombre des entreprises sondées par l'enquête CDP.....</i>	<i>190</i>

## Liste des annexes

*Chapitre 1 :*

<i>Annexe 1 : Scores de notoriété des sociétés du SBF-120.....</i>	<i>62</i>
<i>Annexe 2 : Tests de spécification (sous STATA).....</i>	<i>64</i>

*Chapitre 2 :*

<i>Annexe 1 : Le modèle Probit à effets aléatoires.....</i>	<i>123</i>
<i>Annexe 2 : La méthode d'estimation des écarts-types robustes aux doubles-clusters.....</i>	<i>124</i>
<i>Annexe 3 : Matrice des corrélations.....</i>	<i>129</i>
<i>Annexe 4 : Graphiques.....</i>	<i>130</i>

*Chapitre 3 :*

<i>Appendix 1 : Probit estimates : First stage Heckman regression.....</i>	<i>176</i>
--	------------

# Table des matières

<b>SOMMAIRE.....</b>	<b>1</b>
<b>INTRODUCTION GENERALE.....</b>	<b>5</b>
<b>Chapitre 1 .....</b>	<b>23</b>
<b>Les conséquences de la notoriété des sociétés du SBF-120 sur la structure de leur capital .....</b>	<b>23</b>
1.1. Introduction .....	24
1.2. Le biais de familiarité : revue de la littérature.....	26
1.2.1. Les définitions de la familiarité .....	26
a. La familiarité à travers la notion de proximité .....	27
b. La familiarité à travers la notion de visibilité .....	28
1.2.2. La nature de la familiarité : avantage informationnel ou biais psychologique .....	29
a. L'avantage informationnel .....	29
b. La thèse comportementale .....	30
1.3. Hypothèse et mesures des variables .....	32
1.3.1. Les hypothèses de recherche.....	32
1.3.2. Construction du proxy de familiarité et choix des variables.....	34
a. La notoriété : définition du concept.....	34
b. Construction de la mesure de notoriété .....	35
c. L'actionnariat individuel : la variable dépendante .....	38
d. Les déterminants de l'actionnariat individuel : les variables de contrôle .....	39
1.4. Méthodologie et résultats des tests .....	44
1.4.1. Statistiques descriptives .....	44
1.4.2. Méthodologie et analyse empirique .....	47
a. Analyse univariée .....	47
b. Analyse multivariée.....	49
1.4.3. L'effet modérateur de la crise financière sur le biais de familiarité .....	51
1.4.4. Le biais de familiarité en situation d'asymétrie d'information .....	53
1.5. Conclusion .....	56
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>58</b>
<b>ANNEXES .....</b>	<b>62</b>
<b>Chapitre 2 .....</b>	<b>71</b>
<b>La politique de dividende des sociétés françaises: une approche comportementale.....</b>	<b>71</b>
2.1. Introduction .....	72
2.2. Les théories explicatives de la politique de dividende .....	76
2.2.1. Les explications classiques de la politique de dividende .....	76
2.2.2. L'apport des théories comportementales à la compréhension de la politique de dividende ....	77
2.3. <i>Catering incentives</i> et les hypothèses concurrentes .....	81
2.3.1. Les variables liées à la politique de dividende .....	81
2.3.2. La prime de dividende .....	81

2.3.3.	Prime de dividende et sentiment de l'investisseur.....	82
2.3.4.	La relation prime de dividende-propension à distribuer .....	86
2.3.5.	Théories concurrentes et variables de contrôle .....	87
a.	Le risque .....	87
b.	L'endettement.....	87
c.	La liquidité.....	89
d.	Le cycle de vie.....	89
2.4.	Données et tests empiriques.....	90
2.4.1.	Description des données.....	90
2.4.2.	Les politiques de dividende s'ajustent-t-elles à la prime de dividende ? .....	94
2.4.3.	Analyse des séries chronologiques du dividende agrégé .....	95
a.	La relation entre le pourcentage des payeurs et la prime de dividende.....	95
b.	La prime de dividende reflète-t-elle le sentiment de l'investisseur ? .....	96
2.4.4.	Analyse multivariée de la propension à distribuer .....	99
a.	Données de panel et modèles estimés .....	99
b.	Présentation et interprétation des résultats.....	101
2.4.5.	Tests de robustesse .....	105
a.	Test de l'effet direct du sentiment de l'investisseur sur la propension à distribuer.....	105
b.	Extension de l'analyse aux décisions d'augmentation et de diminution du dividende .....	107
2.5.	Quel impact de la structure d'actionariat sur la relation prime de dividende - propension à distribuer .....	109
2.5.1.	L'effet amortisseur du contrôle familial : entreprise familiale vs entreprise managériale .....	109
2.5.2.	Le rôle des actionnaires institutionnels .....	111
2.5.3.	Résultats empiriques .....	112
2.6.	Conclusion .....	117

## **BIBLIOGRAPHIE .....119**

## **ANNEXES .....123**

### **Chapitre 3 ..... 137**

#### **Do financial markets reward eco-efficiency? ..... 137**

3.1.	Introduction.....	138
3.2.	Literature review, contribution and hypotheses.....	141
3.3.	Data and methodology.....	145
3.3.1.	Eco-efficiency measures .....	145
3.3.2.	Sample description .....	151
3.3.3.	Event study and stock performance of acquiring firms .....	154
3.4.	Empirical analysis and results.....	157
3.4.1.	Univariate analysis.....	157
3.4.2.	Multivariate analysis: method and results.....	162
a.	Heckman's two-step method .....	162
b.	The impact of eco-efficiency on acquirer stock performance.....	163
c.	Controlling for acquirer size and management quality.....	165
d.	Does eco-efficiency only matter in stock-financed deals? .....	168
3.5.	Conclusion .....	172

## **REFERENCES.....173**

<b>APPENDIX .....</b>	<b>177</b>
<b>Chapitre 4 .....</b>	<b>183</b>
<b>Pratiques de gestion environnementale des entreprises : une étude internationale sur la communication des émissions de carbone .....</b>	<b>183</b>
4.1. Introduction .....	184
4.2. Littérature et développement des hypothèses .....	187
4.2.1. La décision de divulgation : une analyse coûts-bénéfices .....	187
4.2.2. Développement des hypothèses .....	188
4.3. Données et Méthodologie .....	191
4.4. Résultats .....	195
4.4.1. Description statistique .....	195
4.4.2. Analyse multivariée .....	200
4.5. Conclusion .....	203
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>204</b>
<b>CONCLUSION GENERALE .....</b>	<b>209</b>
<b>LISTE DES TABLEAUX &amp; GRAPHIQUES .....</b>	<b>215</b>
<b>LISTE DES ANNEXES .....</b>	<b>216</b>
<b>TABLE DES MATIERES.....</b>	<b>217</b>



## Essais sur l'influence des aspects comportementaux et environnementaux sur les décisions des entreprises

### Résumé

Cette thèse comporte quatre essais dont les deux premiers, s'appuyant sur les fondements théoriques de la finance comportementale de l'entreprise, montrent dans quelle mesure les sociétés françaises tirent avantage des erreurs de jugement systématiques des investisseurs. Nous étudions dans le premier essai les conséquences du biais de familiarité sur la structure du capital. En particulier, nous montrons que les entreprises associées à un sentiment de familiarité élevé, notamment parmi les petites capitalisations, ont un actionnariat individuel plus large. Ce résultat souligne l'intérêt économique pour l'entreprise d'augmenter sa visibilité et de consolider sa notoriété dans le temps. Le deuxième essai traite de la politique de dividende sous l'hypothèse des « *catering incentives* ». Il s'agit de tester si les entreprises sont davantage incitées à distribuer du dividende lorsque les titres payeurs se négocient avec une prime par rapport aux non-payeurs. Nous validons cette hypothèse et mettons en évidence que les dirigeants français font preuve d'un opportunisme court-termiste accru en cas de faible contrôle familial ou de forte participation institutionnelle dans le capital. Les deux derniers essais s'intéressent aux comportements décisionnels des entreprises face aux enjeux du changement climatique. Ils se situent dans un contexte international. Le troisième essai, notamment, teste la pertinence des stratégies d'éco-efficience, via la réduction des émissions de carbone, sur la performance financière à l'occasion d'opérations de fusions-acquisitions. Les résultats tranchent en faveur de la rationalité économique de ces stratégies et affirment la possibilité pour la firme d'envisager une relation gagnant-gagnant avec son environnement. Le quatrième essai, consacré à l'étude de la communication environnementale volontaire, démontre l'intérêt croissant des parties prenantes pour ce type d'information : les entreprises les plus exposées médiatiquement, les plus endettées et celles qui entrent dans le cadre des nouvelles réglementations environnementales sont les plus transparentes en matière de reporting environnemental. De plus, les entreprises les moins éco-efficientes tendent à communiquer davantage sur leur empreinte écologique, traduisant une recherche de légitimité auprès des parties prenantes.

**Mots clefs français :** Biais comportementaux ; Actionnariat ; Sentiment de l'investisseur ; Dividende ; Eco-efficience ; Fusions-acquisitions ; Communication environnementale.

---

### *Essays on the influence of behavioral and environmental aspects on firms' decisions*

#### **Abstract**

This thesis is composed of four essays. The first two essays draw on behavioral corporate finance and show to what extent French firms can take advantage of investors' erroneous judgment. We first study the impact of the familiarity bias on ownership. We find that firms with higher notoriety level, mostly small-cap ones, have higher individual ownership. Second, we test the catering hypothesis in dividend policy, in that whether firms are more prone to pay dividend when payers trade at a premium relative to non-payers. The results validate this hypothesis and support short-term opportunistic behavior by French firms, especially when family control is low or institutional ownership is high. The last two essays examine the impact of climate change issues on firms' decisions, in an international setting. Especially, the third essay demonstrates that eco-efficiency-based strategies significantly matters to the financial outcomes of mergers and acquisitions, which supports the economic rationality underlying carbon reduction investments, and claims for a win-win relationship between corporations and their environment. The fourth essay that deals with the environmental voluntary disclosure, emphasizes the increasing interest of stakeholders toward this kind of information: firms with higher exposure, higher leverage and those that are in the scope of regulators tend to be more transparent in terms of carbon reporting. Moreover, firms that are less eco-efficient show higher probability to report on their environmental performance, suggesting the search for legitimacy.

**Keywords:** Behavioral biases; Ownership; Investor sentiment; Dividend; Eco-efficiency; Mergers-acquisitions; Environmental disclosure

Unité de recherche/Research unit : LSMRC, Avenue Willy Brandt Euralille, 59777 France, <http://www.ecccs.eu>  
Ecole doctorale/Doctoral school : Ecole doctorale des sciences juridiques, politiques et de gestion, n° 74, 1 place Déliot, 59000 Lille, [ecodoc.univ-lille2.fr](http://ecodoc.univ-lille2.fr), <http://edoctrale74.univ-lille2.fr> Université/University : Université Lille 2, Droit et Santé, 42 rue Paul Duez, 59000 Lille, <http://www.univ-lille2.fr>