

L'environnement informationnel et la structure de propriété et de contrôle des sociétés cotées françaises

Sabri BOUBAKER*

Université de Paris 12

Florence LABÉGORRE

Université de Lille 1

Classification JEL : G32, G34, M41

Correspondance :

Sabri Boubaker, Institut de Recherche en Gestion
61, avenue du Général de Gaulle, 94010 Créteil Cedex
Tel. : +33 (0)1 41 78 47 67
Email : boubaker@univ-paris12.fr

Résumé : À partir d'un échantillon de 423 entreprises françaises observées sur la période 1999-2000, nous montrons que l'existence d'une séparation entre la propriété du capital et le contrôle des votes, ou d'un contrôle pyramidal ne dissuade pas les analystes de suivre une société. L'erreur de prévision augmente avec l'écart entre les pourcentages de contrôle et de capital de l'actionnaire le plus important. Les analystes ne pourraient satisfaire les besoins informationnels des actionnaires minoritaires que de façon imprécise. Les analystes semblent, enfin, éviter les entreprises au contrôle concentré. Mais quand ils les suivent, ils se trompent peu dans leurs estimations.

Mots clés : structure de propriété – structure pyramidale – suivi des analystes – précision des prévisions.

Abstract : Using a sample of 423 French listed firms for the 1999-2000 period, we document that analysts are more inclined to follow firms with a high discrepancy level between ownership and control as well as those controlled through pyramiding. This result is consistent with the argument that minority shareholders ask for more analyst services in response to high expropriation likelihood levels. Besides, we show that increased analyst coverage does not come along with better forecast quality in these firms. Potentially poor internal governance seems to distort the precision of the forecasts.

Key words : ownership structure – pyramiding – analyst following – forecast accuracy.

* Nous remercions Thomson Financial (I/B/E/S) de nous avoir fourni gracieusement les prévisions de bénéfices par action des analystes, au titre d'un programme académique destiné à encourager la recherche sur les anticipations de résultats. Cette étude entre dans le cadre d'un programme de recherche financé par l'Université Paris 12, au titre du Bonus Qualité Recherche obtenu par l'IRG en 2004.

« Dans un monde complexe où règnent la méfiance et la peur, les professions qui vendent de la confiance ont un très bel avenir »,
B. Colasse, *Le Monde*, 24 février 2005.

La globalisation prégnante des marchés financiers semble encore loin de se traduire, pour les investisseurs, par une égale protection juridique. Les droits des investisseurs seraient ainsi mieux garantis dans les pays de droit coutumier que de droit codifié (La Porta *et al.*, 1997, 1998). Si cette protection juridique différenciée semble avoir des effets bien établis sur le développement des marchés de capitaux (La Porta *et al.*, 1997, 1998), sur le niveau d'asymétrie d'information et la liquidité des titres (Attig *et al.*, 2004) ou encore sur la qualité de l'information comptable (Fan et Wong, 2002 ; Leuz *et al.*, 2003 ; Haw *et al.*, 2004a), son influence sur l'activité des analystes semble en revanche moins claire. Sur un échantillon des 30 plus grandes capitalisations boursières de 47 pays, Chang *et al.* (2001) observent que les analystes couvrent globalement moins bien les sociétés dans les pays de droit codifié. Dans le même sens, Lang *et al.* (2004) montrent que les analystes se détournent des entreprises où le risque d'expropriation des actionnaires minoritaires est élevé, comme celles contrôlées par une famille ou par leurs dirigeants, plus enclines, selon eux, à la rétention ou à la manipulation des informations. Leurs résultats sont particulièrement significatifs dans les pays de droit codifié. Sur un échantillon de huit pays d'Asie de l'Est et de treize pays ouest européens, Haw *et al.* (2004b) trouvent au contraire que les analystes suivent davantage les sociétés les plus susceptibles de léser les actionnaires minoritaires, et ce d'autant plus que les mécanismes de gouvernance externes sont inefficaces : en présence d'un risque d'expropriation élevé, les analystes constitueraient une source alternative d'information plus fiable.

Les résultats des récentes études internationales sur la réaction des analystes au risque d'expropriation des actionnaires minoritaires sont donc contrastés. Ils seraient également statistiquement biaisés¹, d'une part, parce que les paramètres des modèles de régression sont évalués dans des contextes institutionnels différents (Levine et Zervos, 1993), d'autre part, parce que les variables institutionnelles utilisées sont très générales et peuvent mesurer autre chose que le degré de protection lé-

¹ Pour une critique plus approfondie des études internationales, voir Levine et Zervos (1993) et Bushman et Smith (2001).

gale des investisseurs. L'interprétation des résultats serait donc délicate et devrait être entreprise « *les yeux grands ouverts* » (Bushman et Smith, 2001, p. 299).

Compte tenu de ces limites, nous nous proposons ici d'analyser l'incidence du risque d'expropriation des actionnaires minoritaires sur l'activité des analystes à partir d'un échantillon homogène, composé de sociétés d'une seule nationalité. L'observation d'un seul pays nous permettra d'éviter les biais statistiques liés à l'utilisation d'échantillons internationaux et de contrôler l'impact de l'environnement institutionnel sur l'activité des analystes². La France nous a paru un terrain d'investigation privilégié, en raison du risque de spoliation que semblent y encourir les actionnaires minoritaires. Elle appartient en effet aux pays de droit codifié qui, selon La Porta et *al.* (1998), protégeraient mal les investisseurs. De surcroît, la structure de propriété et de contrôle type des sociétés françaises cotées – concentration du capital et du contrôle, construction pyramidale et/ou présence d'actions à droits de vote double conduisant à une séparation de la propriété du capital et du contrôle des droits de vote (Bloch et Kremp, 2001 ; Faccio et Lang, 2002 ; Boubaker, 2006a) – est propice aux conflits d'agence entre actionnaires³. Elle permet en effet au principal actionnaire de s'approprier des richesses plus que proportionnelles à sa participation au capital ou, encore, dans le jargon consacré, de « privatiser » les bénéficiers. Si l'on admet que les « bénéficiers privés » se mesurent, entre autres, à l'écart de prix entre des actions à droits de vote différenciés, alors ils apparaissent significatifs en France. Selon Muus (1998), la prime moyenne des titres avec droits de vote s'élève à 51,35 % en France. La valeur des blocs de contrôle semble en moyenne relativement plus importante en France (entre 27 et 28 % de la capitalisation boursière) qu'en Allemagne (9,49 %), au Royaume Uni (9,57 %) ou aux États-Unis (2,01 %) (Nenova, 2003)⁴.

² Sur un échantillon composé des 30 plus grosses capitalisations boursières de 47 pays, Chang et *al.* (2000) montrent que les différences institutionnelles expliquent 38 % des variations du nombre d'analystes suivant une société cotée et 40 % des variations de leur erreur de prévision.

³ D'autres mécanismes, tels que les participations croisées, les actions sans droit de vote ou les clauses limitant le nombre de droits de vote exprimables en assemblée, favorisent le détournement de richesses mais sont peu utilisés en France.

⁴ Cette décote pourrait s'expliquer également par la plus grande illiquidité des titres sans droits de vote (voir Husson et *al.*, 1987, qui trouvent une décote moyenne de 20 % sur leur échantillon).

D'un point de vue théorique, le risque d'expropriation élevé en France pourrait encourager les actionnaires minoritaires à rechercher des informations privées, notamment auprès des analystes. Mais en même temps, il est associé à une plus forte propension au secret et à la manipulation de l'information (Fan et Wong, 2002). Il devrait donc également se traduire, pour les analystes, par un risque d'erreur de prévision accru. Nous avons testé ces hypothèses sur un échantillon de 423 entreprises françaises non financières cotées, suivies par au moins un analyste recensé dans les bases d'I/B/E/S en 1999 et en 2000, soit 680 couples (entreprise-année). Les résultats révèlent que l'affiliation à une pyramide ou l'écart entre les droits aux flux et les droits au contrôle a un effet positif sur le nombre d'analystes suivant une société. Dans de telles sociétés, les risques d'expropriation, de manipulation de l'information comptable et de transferts inéquitables de richesses pourraient inciter les actionnaires minoritaires à s'informer auprès des analystes. Les analystes semblent répondre à leur demande, mais de manière imprécise : ils se trompent significativement plus quand ils estiment le résultat d'une société où la propriété du capital et le contrôle des votes sont séparés, tandis que l'existence d'un contrôle pyramidal n'influence pas significativement la précision de leurs estimations. La concentration du contrôle rend enfin significativement compte de l'activité des analystes. Elle est reliée négativement au nombre d'analystes et à leur erreur de prévision. Les analystes semblent donc éviter les sociétés avec un contrôle concentré, peu transparentes. Mais quand ils les suivent, ils se trompent peu dans leurs prévisions, ce qui laisse penser qu'ils bénéficient d'un accès privilégié à l'information. La concentration du contrôle accentuerait donc les asymétries d'information entre les analystes.

Notre étude nous semble présenter plusieurs intérêts. Premièrement, comparée aux travaux antérieurs, une collecte de données fouillée nous permet d'affiner les variables de propriété utilisées. Nous avons ainsi pris en compte les filiales des sociétés étrangères et les actions à droit de vote double, et nous ne nous sommes pas arrêtés aux sociétés non cotées en construisant les pyramides. Deuxièmement, c'est la première fois, à notre connaissance, que l'erreur de prévision des analystes est analysée à la lumière de l'existence d'un contrôle pyramidal et de la séparation de la propriété du capital et du contrôle des votes. Troisièmement, notre étude contribue au débat sur l'intérêt des analystes pour une société où la propriété du capital et le contrôle des votes divergent.

Nous confortons les résultats de Haw et *al.* (2004b) : la différence entre les pourcentages de contrôle et de capital du principal actionnaire ne semble pas dissuasive pour les analystes, *ceteris paribus*.

Le reste de l'étude comprend quatre sections. À partir d'une revue de la littérature, nous justifions et développons les hypothèses à tester empiriquement dans une section 1. La section 2 présente l'origine des données, la formation de l'échantillon, ainsi que les variables utilisées dans la partie empirique. La section 3 rapporte et discute les résultats. Nous concluons dans une dernière section et proposons un modèle de pyramide en annexe.

1. Le cadre d'analyse et les hypothèses

Cette section est consacrée aux incitations des analystes à suivre les sociétés cotées susceptibles d'exproprier les actionnaires minoritaires. Nous commençons par expliciter le modèle de décision retenu pour les analystes avant de formuler des hypothèses sur la réaction des analystes au risque d'expropriation.

1.1. Le cadre d'analyse

Les analystes financiers sont au cœur de notre recherche. Leur modèle présumé de décision doit donc être explicité. Nous nous situons dans une perspective néo-classique, en vertu de laquelle les individus maximisent leur fonction d'utilité sous contraintes. En conséquence, les analystes financiers sont supposés choisir les titres suivis et les caractéristiques des informations diffusées (nature, degré de précision, etc.) au regard des gains nets attendus. L'éventuelle influence du risque d'expropriation sur les décisions des analystes est étudiée à la lumière de ce modèle de comportement. La littérature antérieure met en évidence une relation positive entre les risques d'expropriation, d'une part, de manipulation et/ou de rétention de l'information publique, d'autre part. Les analystes étant admis contribuer à l'efficacité des marchés, nous supposons que dans un contexte propice à l'expropriation des petits investisseurs, ils peuvent pallier les limites de l'information publique et satisfaire les besoins informationnels des petits investisseurs. Cette conjecture générale se décline en un sous-système d'hypothèses, correspondant aux mesures retenues du risque

d'expropriation : l'écart entre les pourcentages de capital et de vote et l'existence d'un contrôle pyramidal.

1.2. Les hypothèses

Nous analysons, au vu de la littérature, dans quelle mesure la dissociation entre droits de vote et apports en capital, puis l'existence d'un contrôle pyramidal peuvent influencer l'intérêt des analystes pour une entreprise donnée ainsi que la précision des prévisions des analystes.

1.2.1. L'environnement informationnel et l'écart entre le contrôle et le capital

Lorsque le principal actionnaire d'une société la contrôle avec un pourcentage de droits de vote largement supérieur à sa participation au capital, il est en mesure d'agir dans son seul intérêt et, parfois, au détriment de la maximisation de la valeur actionnariale. Il peut, par exemple, ne pas sélectionner les projets d'investissement les plus rentables pour l'ensemble des actionnaires ou, encore, s'accaparer les richesses de la société au-delà de ce que sa participation au capital lui donne droit. Compte tenu de la dispersion du capital restant, ce sont les autres actionnaires qui supportent l'essentiel des coûts de l'opportunisme du principal actionnaire. Le risque d'« enracinement » lié à la séparation entre la propriété du capital et le contrôle des votes a initialement été modélisé par Harris et Raviv (1988), Grossman et Hart (1988), puis repris par Bebchuk *et al.* (2000). Morck *et al.* (1988) le vérifient empiriquement sur le marché américain. Ils montrent qu'au-delà d'une certaine participation au capital, les principaux actionnaires obtiennent le contrôle quasi exclusif de la société et préfèrent les bénéfices « privés » aux bénéfices publics, à partager avec l'ensemble des actionnaires. Claessens *et al.* (2002) parviennent à des conclusions similaires dans d'autres contextes.

Dans le cadre de la théorie de l'agence, le risque d'expropriation induit par l'écart entre les droits de vote et les droits aux flux pourrait profiter aux analystes. Prestataires de services informationnels, les analystes financiers mettent leur expertise au service des investisseurs et éclairent leur jugement, leur évaluation de la société. Ils ont donc un rôle de surveillance et contribuent à réduire les asymétries d'information et les coûts d'agence entre actionnaires internes et exter-

nes (Jensen et Meckling, 1976 ; Merton, 1987). Dans cette optique, plus le risque d'expropriation est grand, plus les investisseurs et les actionnaires minoritaires devraient chercher à s'informer auprès des analystes.

Ces différents arguments nous conduisent à une première hypothèse :

Hypothèse 1a : Le nombre d'analystes suivant une société augmente avec le degré de séparation de la propriété du capital et du contrôle des votes.

Toutefois, les sociétés où droits aux flux et droits de vote divergent ne s'illustrent pas par la qualité de leur communication financière, bien au contraire. Les détournements de richesses (ou « privatisations » de bénéfiques) ne constituant pas des pratiques avouables, ils seraient camouflés au travers d'habiles jeux comptables. Les actionnaires internes adapteraient la communication financière à leurs intérêts économiques et politiques (Ball et *al.*, 2003). Lorsque droits aux flux et droits de vote divergent, les résultats publiés semblent ainsi moins informatifs (Fan et Wong, 2002, sur un échantillon de sociétés d'Asie de l'Est), voire manipulés (Leuz et *al.*, 2003 ; Haw et *al.*, 2004 a) et les asymétries d'information entre la société et les investisseurs, plus importantes (Attig et *al.*, 2004).

Or, la société évaluée étant le principal informateur des analystes (Schipper, 1991), ces derniers ne peuvent que pâtir d'une communication financière de mauvaise qualité : leurs prévisions seraient plus imprécises (Lang et Lundholm, 1996). À l'inverse, les analystes estimeraient plus précisément les résultats des sociétés publiant des informations de qualité (Bushman et *al.*, 2004).

Nous nous attendons donc à ce que la séparation de la propriété du capital et du contrôle des votes ait un effet négatif sur la précision des prévisions des analystes. Nous aboutissons à l'hypothèse suivante :

Hypothèse 1b : La précision des estimations des analystes décroît avec la séparation de la propriété du capital et du contrôle des droits de vote.

1.2.2. L'environnement informationnel et la structure pyramidale

Les constructions pyramidales sont répandues en France (Boubaker, 2006a et b), en Europe continentale (Faccio et Lang, 2002) et en Asie

de l'Est (Claessens et *al.*, 2000). Elles permettent à la famille ou à la société de tête de contrôler les sociétés des niveaux inférieurs avec un faible apport en capital, et ainsi de profiter d'un effet de levier sur le contrôle (Bebchuk et *al.*, 2000).

Dans ces structures, les actionnaires minoritaires sont souvent lésés au profit des actionnaires contrôleurs ultimes (Bebchuk et *al.*, 2000). L'entreprise ou la famille au sommet de la pyramide aurait en effet tendance à s'accaparer les richesses créées (Wolfenzon, 1999), en imposant par exemple aux sociétés affiliées des prix de cession internes désavantageux ou des taux de crédit prohibitifs (Johnson et *al.*, 2000). Morck et *al.* (2000) sur le marché canadien, Claessens et *al.* (2002), en Asie de l'Est, et Boubaker (2006b), en France, soulignent les opportunités d'expropriation qu'offrent les structures pyramidales aux actionnaires contrôleurs. Des transferts de richesse défavorables aux actionnaires minoritaires (*tunneling*) ont ainsi été mis en évidence au sein des structures pyramidales coréennes (Bae et *al.*, 2002) et indiennes (Bertrand et *al.*, 2002). Ces pratiques inéquitables s'observeraient surtout dans les pays où la protection légale des investisseurs ferait défaut (La Porta et *al.*, 1999).

Propices à l'expropriation, les structures pyramidales pourraient favoriser la demande d'informations auprès des analystes. Elles pourraient en effet encourager les actionnaires minoritaires à s'informer auprès de sources externes, et notamment des analystes financiers. Cet argument suppose admise l'efficacité économique et sociale⁵ du contrôle assuré par les analystes (Jensen et Mecking, 1976). Il ne vaut également que si les analystes escomptent retirer des gains nets du suivi d'une société affiliée à une pyramide.

Dans ces conditions, notre hypothèse serait :

Hypothèse 2a : Les analystes sont plus nombreux à suivre les sociétés affiliées à une pyramide, toutes choses égales par ailleurs.

Mais parallèlement, les pyramides constituent des structures opaques et coûteuses à évaluer pour les analystes, à trois titres.

En premier lieu, le risque que l'information publique à la disposition des analystes soit biaisée est non négligeable. La gestion de l'information, autrement dit l'utilisation par les actionnaires internes de

⁵ Sur un échantillon de sociétés américaines, Moyer et *al.* (1989) observent un niveau de couverture croissant avec le risque de transfert de richesses entre actionnaires.

leur latitude pour manipuler l'information comptable et/ou des variables réelles et ainsi tromper les autres actionnaires sur la valeur réelle de la société, semble en effet avérée dans ces structures. Jian et Wong (2003) soulignent le niveau anormalement élevé des ventes réalisées au sein des groupes chinois, notamment à destination des actionnaires contrôleurs, qui contribue à surestimer le résultat publié. Liu et Lu (2004) montrent que les actionnaires contrôleurs dissimulent comptablement la « privatisation » des bénéfices, ainsi que les réelles performances économiques des sociétés pillées. Sur la base d'une information manipulée, les analystes ne peuvent correctement évaluer et contrôler les transferts de richesse au sein de la pyramide.

En second lieu, les analystes doivent débrouiller l'écheveau des transactions internes à la pyramide. Or, les échanges entre sociétés d'un même groupe, pas toujours très équitables, sont partiellement et partialement révélés au public...

En troisième lieu, les analystes se heurtent à la difficile prédiction d'un résultat en partie dû aux secrètes relations des actionnaires contrôleurs avec les hommes politiques. Les structures pyramidales constitueraient un cadre idoine aux échanges de « bons » services (Morck et Yeung, 2004) : les faveurs accordées à une société de la pyramide peuvent être discrètement rendues par une autre société affiliée, sans contrainte temporelle de surcroît, puisqu'au sein des pyramides, le pouvoir est souvent en place pour longtemps. Ces « bons » services peuvent prendre des formes diverses, comme des allègements fiscaux, un accès facilité à la dette et de nouvelles parts de marché (Faccio, 2006), voire encore une application complaisante des normes ou l'adjudication préférentielle de marchés publics. Malgré leurs enjeux économiques, les relations politico-financières sont soigneusement cachées au public, même s'il arrive que, fortuitement, les médias mettent à jour les accointances politiques de certaines grandes familles-actionnaires⁶. En effet, les transferts de richesses induits, s'ils ne sont pas toujours illégaux, n'en sont pas moins souvent inéquitables et donc abrités des regards indiscrets, masqués dans les états comptables. Dans ce contexte, comment les analystes pourraient-ils anticiper de manière fiable les résultats, dont certaines composantes sont sciemment tenues secrètes... ?

⁶ Vanessa Schneider, « Au-dessus des alternatives politiques », *Libération*, 15 mars 2003 ; Christophe Jakubyszyn, « Une commande sur fond de lutte d'influence entre l'Élysée et Bercy », *Le Monde*, 29 juillet 2004.

Au total, les analystes devraient prédire moins précisément les résultats des sociétés appartenant à une pyramide, *ceteris paribus*.

Nous en déduisons l'hypothèse complémentaire suivante :

Hypothèse 2b : Les sociétés affiliées à une pyramide font l'objet de prévisions plus imprécises, toutes choses égales par ailleurs.

2. La présentation de l'échantillon, des données et des variables

Cette section est consacrée à la formation de l'échantillon et à la présentation de l'origine des données et des variables mobilisées dans la partie empirique.

2.1. La sélection de l'échantillon

Pour constituer notre échantillon, nous sommes partis des 1980 sociétés cotées sur le marché français en 1999 et 2000, recensées dans la base de données Worldscope. Nous avons ensuite exclu les 358 sociétés financières et bancaires (codes SIC 6000-6999) et les 22 entreprises du secteur de l'énergie (codes SIC 4900-4999), qui font l'objet d'une réglementation particulière en matière de publication d'informations. Nous avons encore éliminé 334 observations, faute de données comptables et financières complètes⁷ et 596, à défaut d'avoir pu établir leur structure de propriété ou l'identité de l'actionnaire contrôleur ultime. Compte tenu de ces contraintes, l'échantillon final comprend 680 couples entreprise-année. Le tableau 1 récapitule la procédure de sélection de l'échantillon.

⁷ Notre échantillon ne comprend que des sociétés pour lesquelles Worldscope a pu récupérer les états comptables. Ces sociétés peuvent être considérées comme relativement transparentes. Elles ont plus de chances d'intéresser les analystes que les sociétés exclues de Worldscope. Éliminer de l'échantillon les sociétés non disponibles dans Worldscope pourrait donc biaiser les résultats.

Tableau 1 – Procédure de sélection de l'échantillon

	Nombre d'observations
Nombre de firmes dans la base Worldscope (1999-2000)	1980
- Sociétés financières et banques (codes SIC 6000-6999)	- 358
- Entreprises du secteur énergie (codes SIC 4900-4999)	- 22
- Entreprises avec des données de propriété et de contrôle manquantes	- 596
- Entreprises avec des données financières et comptables incomplètes	-334
= Échantillon final	= 680

2.2. L'origine des données

La mise à l'épreuve de nos hypothèses a nécessité la collecte de nombreuses données.

Les données financières proviennent de la base de données Worldscope ; les données boursières, d'Eunonext.

À partir de la base *First Call* (anciennement I/B/E/S, *Institutional Brokers Estimation Services International*), nous avons calculé le nombre d'analystes suivant les sociétés de l'échantillon et leurs erreurs de prévision.

Aucune base commerciale ne contenait les données nécessaires à la construction des pyramides et au calcul de l'écart entre les droits au contrôle et les droits aux flux. Nous avons donc collecté manuellement les données d'actionnariat dans les rapports annuels envoyés par les sociétés ou consultés en version électronique sur le site de la COB (Commission des Opérations de Bourse). L'identification des filiales et des prises de participations a pu nécessiter des recherches complémentaires sur les sites internet des entreprises, auprès des services chargés des relations avec les investisseurs ou du Registre du Commerce et des Sociétés.

Il nous a fallu enfin spécifier les sociétés de l'échantillon cotées aux États-Unis. Une première liste des sociétés françaises émettant des ADRs (*American Depositary Receipts*) sur le marché américain fin 2002 a été dressée avec l'aide du service des certificats de dépôt de la *Deutsche Bank*, puis a été recoupée avec les données du département de la banque de New York chargé des titres étrangers cotés aux États-Unis (*Bank of New York Global Investing Depositary Receipt Services*) et des bases du *Nasdaq*, de l'*AMEX* et du *NYSE*. Nous avons enfin

identifié les sociétés de l'échantillon cotées aux États-Unis au cours de notre période d'étude (1999-2000), mais radiées depuis. Ces sociétés ont été repérées à partir de la base des titres étrangers retirés de la cote américaine (*Terminated DR Guide database, Bank of New York*).

Toutes les données recueillies reflètent la situation des entreprises à la clôture des exercices 1999 et 2000, à l'exception des données d'actionnariat qui font état de la répartition du capital et des droits de vote en 2000 et ont été utilisées pour les deux années, à l'instar de Haw et *al.* (2004b). La structure de propriété peut en effet être raisonnablement considérée comme stable sur une courte période (La Porta et *al.*, 1999). Nous avons toutefois tenu compte des éventuels franchissements de seuils en 1999 du principal actionnaire contrôleur⁸.

2.3. La présentation des variables

2.3.1. Les variables dépendantes

Nous avons mesuré l'intérêt des analystes pour une société au nombre d'analystes la suivant, ainsi qu'à l'exactitude des prévisions de ces analystes. Plus précisément, nous avons retenu le nombre d'analystes ayant transmis à I/B/E/S des estimations sur le bénéfice par action (BPA) 1999 et/ou 2000 d'une société considérée. Pour mesurer la précision des prévisions des analystes, nous avons rapporté la valeur absolue de l'écart entre le BPA réalisé et le BPA prévu par les analystes, au cours moyen du titre au cours de l'exercice fiscal. Pour atténuer l'effet des valeurs extrêmes, nous avons attribué la valeur du 99^{ième} centile aux valeurs excédant ce seuil. Les variables dépendantes sont ainsi notées : $\ln(1+NAF)$ pour le logarithme naturel du nombre d'analystes ayant estimé le BPA à venir d'une entreprise donnée et ERREUR PRÉVISION pour le rapport $|BPA \text{ réalisé} - BPA \text{ prévu}| /$ Cours moyen du titre au cours de l'exercice⁹. Les prévisions et les

⁸ En vertu de la loi n°89-531 du 2 août 1989, tout actionnaire, agissant seul ou de concert, qui franchit à la hausse ou à la baisse, directement ou indirectement, les seuils de 5 %, 10 %, 20 %, 33 1/3 %, 50 %, ou 66 2/3 % du capital d'une société cotée sur le marché français, doit en informer les autorités compétentes sous quinzaine. De nombreuses sociétés sont plus exigeantes que la loi et obligent leurs actionnaires à notifier le dépassement de seuils complémentaires, prévus dans les statuts.

⁹ La transformation logarithmique de la variable dépendante réduit l'effet des observations extrêmes et permet d'obtenir une distribution des résidus plus proche de la loi

réalisations proviennent de la même source, I/B/E/S, qui garantit l'homogénéité des retraitements.

2.3.2. Les variables de gouvernance

La structure de propriété et de contrôle des sociétés de l'échantillon a été déterminée conformément à la méthodologie de La Porta et al. (1999) et de Faccio et Lang (2002).

Quelques précisions et conventions terminologiques tout d'abord. L'actionnariat d'une société est dit dispersé ou diffus à un seuil donné (10 % ou 20 %) si aucun actionnaire ne possède un pourcentage de droits de vote supérieur à ce seuil. Nous retenons ici le seuil de 10 %, le plus communément utilisé dans la littérature. Nous qualifions de contrôleur, l'actionnaire qui détient plus de 10 % des droits de contrôle d'une entreprise donnée. Une société est dite affiliée à une pyramide quand son principal actionnaire la contrôle *via* une ou plusieurs autre(s) firme(s) dont l'une au moins est partiellement détenue. Le(s) actionnaire(s) contrôleur(s) au sommet de la pyramide peuvent être qualifiés d'ultimes. Ils sont généralement classés en cinq catégories : famille, entreprise ou institution financière à actionnariat diffus, organisation publique, autre (organisme caritatif, coopérative, salariés...). Par droits au contrôle ultimes (UCO1), nous entendons le plus faible pourcentage de droits de vote contrôlé par l'actionnaire ultime à tous les niveaux de la pyramide. Les droits aux flux ultimes (UCF1) correspondent au produit des pourcentages de capital détenus par l'actionnaire ultime tout le long de la pyramide. L'écart relatif entre les droits au contrôle ultime et les droits aux flux ultime $((UCO1-UCF1)/UCO1)$ mesure le risque d'expropriation des actionnaires minoritaires : plus l'écart est important et plus le risque est grand. Illustrons ces concepts à partir d'un exemple. Soit une famille détenant directement 40 % du capital et 45 % des droits de vote ($C=40\%$, $V=45\%$) d'une entreprise X qui contrôle elle-même 30 % du capital et 40 % des droits de vote ($C=30\%$, $V=40\%$) de l'entreprise Y. La famille est l'actionnaire contrôleur ultime de Y ; son droit aux flux ultime (UCF1) vaut $40\% \times 30\% = 12\%$ et son droit au contrôle ultime (UCO1) équivaut au minimum de $(45\%, 40\%) = 40\%$. L'écart relatif entre le droit au

normale. Elle est particulièrement justifiée dans le cas d'une modélisation linéaire (Chung et Jo, 1996).

contrôle ultime et le droit de vote ultime est de : $(40\% - 12\%) / 40\% = 70\%$. Un exemple de pyramide en France se trouve en annexe.

À partir de cette grille de lecture, nous avons reconstitué la structure de propriété et de contrôle des sociétés de notre échantillon. En France, les sociétés cotées sont généralement la propriété directe d'une institution financière ou d'une autre entreprise, cotée ou non. Nous avons recherché les actionnaires de ce propriétaire direct, les actionnaires de ces actionnaires et ainsi de suite, jusqu'à l'actionnaire ultime. Nous avons spécifié la nature du ou des actionnaire(s) contrôleur(s), ainsi que les mécanismes de contrôle utilisés (pyramide, actions à droit de vote double et chaînes de contrôle multiples pour l'essentiel en France). Nous avons calculé les écarts $((UCO1 - UCF1) / UCO1)$ en supposant que, dans les entreprises à actionnariat diffus, droits au contrôle ultimes et droits aux flux ultimes coïncidaient.

2.3.3. *Les variables de contrôle*

La structure de propriété n'est pas le seul déterminant possible du niveau de couverture d'une société ou des erreurs de prévision des analystes. La recherche antérieure fait état d'autres facteurs, intégrés comme variables de contrôle dans nos modèles de régression. Nous justifions ci-dessous en quoi la taille de l'entreprise, la surprise des analystes à l'annonce des résultats réalisés, le risque spécifique, la cotation de la société aux États-Unis, la réputation du commissaire aux comptes et le secteur d'activité peuvent expliquer l'intérêt des analystes pour une société donnée, ainsi que la précision de leurs prévisions.

TAILLE : l'influence de la taille d'une société sur son niveau de couverture paraît justifiée aussi bien d'un point de vue théorique qu'empirique.

Selon Bhushan (1989), les investisseurs retireraient un meilleur bénéfice des informations privées acquises sur les sociétés de grande taille. En corollaire, ils solliciteraient moins les analystes pour les petites sociétés. La demande globale de services informationnels augmenterait donc avec la taille de la société. Son effet sur la courbe d'offre semble en revanche moins clair, au moins théoriquement. D'un côté, les grandes sociétés sont attractives pour les analystes, à qui elles offrent des perspectives de commissions et d'économies d'échelle dans la collecte et l'usage de l'information, de par leur actionnariat souvent diffus. De l'autre côté, elles se caractérisent généralement par une plus

forte diversification géographique et opérationnelle, et sont donc plus coûteuses à évaluer, toutes choses égales par ailleurs. Mais, globalement, les gains attendus du suivi d'une grande société en excéderaient les coûts selon Bhushan (1989) et l'offre de services informationnels serait une fonction croissante de la taille de l'entreprise. Pour Lang et Lundholm (1996), les sociétés de grande taille font davantage parler d'elles et ont une meilleure communication prévisionnelle. Les analystes devraient donc pouvoir estimer leurs résultats plus facilement et plus précisément.

Au vu des études empiriques, les entreprises de grande taille apparaissent plus suivies que les autres, *ceteris paribus*, peut-être parce que les investisseurs s'y intéressent davantage (voir *inter alia*, Bhushan, 1989 ; Chang et al., 2000 ; Lang et al., 2003). Dans nos tests, le logarithme népérien du bilan total constitue notre mesure de la taille.

SURPRISE : la variable « Surprise » désigne la surprise des analystes à l'annonce des résultats réalisés. Les analystes peuvent préférer suivre les sociétés aux résultats prévisibles. Quand les résultats à venir sont incertains, les analystes risquent de se tromper dans leurs prévisions et de se détourner de la valeur. Lang et Lundholm (1996) et Lang et al. (2003 et 2004) montrent ainsi que la stabilité des résultats publiés par une société a un effet positif sur le nombre d'analystes et sur la précision de leurs prévisions. La volatilité des résultats réalisés est dissuasive pour les analystes car source d'erreur. Elle devrait donc, dans nos modèles de régression, contribuer à diminuer le nombre d'analystes suivant la société concernée, ainsi que la précision des prévisions des analystes. Elle se calcule ainsi, les analystes étant supposés prévoir, pour l'exercice N, un bénéfice par action égal au bénéfice par action réalisé l'exercice précédent (N-1) : $\left| \text{BPA réalisé N} - \text{BPA réalisé N-1} \right| / \text{Cours du titre au début de l'exercice N}$. La valeur du 99^{ème} centile a été attribuée à toutes les valeurs au-delà de ce seuil pour minimiser l'effet des valeurs extrêmes.

BÊTA : sur le plan théorique, l'impact du risque marginal d'un titre sur l'activité des analystes est ambivalent. D'un côté, les analystes sont plus sujets à erreur quand un titre tend à être plus risqué que le marché. Mais de l'autre, qui dit risque dit espérance de gains plus forte. La rentabilité espérée d'un actif est positivement liée à son bêta. Les analystes, anticipant une demande accrue d'informations, pourraient alors suivre de près ces valeurs prometteuses. Puisque la théorie ne permet

pas de déterminer si les gains attendus du suivi d'un titre risqué en excèdent les coûts, reste l'observation.

L'ambiguïté ne semble pas levée empiriquement. Le risque et le niveau de couverture apparaissent reliés tantôt positivement (Bhushan, 1989 ; Brennan et Hughes, 1991 ; Chung et Jo, 1996), tantôt négativement (O'Brien et Bhushan, 1990 ; Lang et Lundholm, 1996 ; Haw et *al.*, 2004). Toutefois, les coefficients diffèrent toujours significativement de 0.

Le risque d'un titre sera donc introduit dans nos régressions, sans que son signe puisse être rigoureusement anticipé. Il sera mesuré par le coefficient bêta de la base Worldscope, pente de la droite de régression des rentabilités mensuelles du titre sur celles de l'indice SBF 250, sur une période de 36 mois.

ADR : variable binaire égale à 1 si la société française est cotée à Paris et aux États-Unis, dans le cadre d'un programme ADR. Une société française qui émet des ADRs doit répondre, en temps réel, aux exigences informationnelles du marché américain, plus élevées qu'en France. Elle est également confrontée à l'activisme des actionnaires américains et est placée sous le contrôle vigilant du régulateur américain, la SEC, et des commissaires aux comptes. Ces contraintes informationnelles supplémentaires peuvent contribuer à améliorer la qualité de la communication financière de la société et, partant, la capacité prédictive des analystes (Lang et Ludholm, 1996). De surcroît, une double cotation, en France et aux États-Unis, élargit l'actionnariat de la société et peut donc apporter de nouveaux clients aux analystes.

Du reste, l'effet positif de la multicotation sur le suivi des sociétés par les analystes semble confirmé empiriquement. Par exemple, Baker et *al.* (2002) montrent qu'une société améliore sa notoriété auprès des analystes et des médias en étant cotée à la fois sur son marché local et aux États-Unis ou en Grande-Bretagne. Lang et *al.* (2003) trouvent que, toutes choses égales par ailleurs, les analystes suivent en plus grand nombre et de façon plus précise les sociétés étrangères cotées sur le marché américain.

Ainsi, la double cotation, en France et aux États-Unis, de certaines sociétés de notre échantillon pourrait expliquer leur meilleure couverture par les analystes. Nous le vérifierons, en incluant la variable ADR dans nos modèles de régression.

SECTEUR : aussi bien sur le plan théorique qu'empirique, le secteur d'activité peut expliquer le suivi différencié des sociétés par les analys-

tes. Selon Bhushman (1989), le secteur d'activité détermine, d'une part, les perspectives de croissance de la société, d'autre part, le coût de production de l'information pour les analystes. Par ailleurs, les analystes pourraient préférer les secteurs avec un grand nombre de sociétés, afin de profiter d'économies d'échelle dans la collecte de l'information.

Les résultats empiriques attestent que tous les secteurs d'activité ne sont pas aussi attractifs pour les analystes (Bhushan, 1989 ; O'Brien et Bhushan, 1990 et, plus récemment, Hope, 2003a et DeFond et Hung, 2003, parmi autres).

En conséquence, le secteur d'activité a été introduit comme variable de contrôle dans nos modèles explicatifs de l'activité des analystes. Nous avons retenu la classification sectorielle de Campbell (1996) et pris l'industrie du loisir comme secteur de référence dans nos régressions¹⁰.

AUDIT : variable binaire égale à 1, si l'un des *Big Five* a contrôlé les comptes. Elle mesure la qualité de l'audit.

La qualité du contrôle des comptes semble en effet influencer non seulement la demande d'informations auprès des analystes, mais encore la précision des prévisions de ces derniers. Quand une société publie des informations de qualité, les analystes peuvent plus aisément anticiper les résultats à venir... et les investisseurs, plus facilement se passer de leurs services. L'information comptable serait plus crédible et plus à même de réduire les asymétries d'information entre actionnaires internes et actionnaires externes, une fois révisée par des experts indépendants (Jensen et Meckling, 1976 ; Bushman et Smith, 2001). Mais elle pourrait alors se substituer à l'information des analystes. DeFond et Hung (2003) montrent ainsi que les analystes émettent plus fréquemment des prévisions de flux dans les pays où le contrôle des comptes n'est pas de qualité.

Dans la littérature, la signature d'un cabinet d'audit réputé (c'est-à-dire de l'un des *Big Five*) préjuge de la qualité de l'audit ; elle

¹⁰ Campbell (1996) répertorie les entreprises en 11 secteurs d'activité : industrie pétrolière (SIC 13, 29), biens de consommation durables (SIC 25, 30, 36, 37, 50, 55, 57), industries de base (SIC 10, 12, 14, 24, 26, 28, 33), industrie agro-alimentaire et du tabac (SIC 1, 2, 9, 20, 21, 54), industrie du bâtiment et des travaux publics (SIC 15, 16, 17, 32, 52), biens d'équipements (SIC 34, 35, 38), transport (SIC 40, 41, 42, 44, 45, 47), télécommunications (SIC 46, 48), textile et commerce (SIC 22, 23, 31, 51, 53, 56, 59), services (SIC 72, 73, 75, 76, 80, 82, 87, 89) et industrie du loisir (SIC 27, 58, 70, 78, 79).

garantirait un certain niveau de diligences et la qualité de l'information publiée (Titman et Trueman, 1986). Ces grands cabinets ne tiendraient en effet pas à voir leur réputation ternie par les accusations d'investisseurs mécontents (DeAngelo, 1981). Ils seraient également plus compétents et plus en mesure de préserver leur indépendance que les cabinets d'audit nationaux. Au vu des résultats de DeFond et *al.* (1998) et Francis et *al.* (1999), les comptes révisés par les *Big Six* apparaissent moins manipulés, toutes choses égales par ailleurs.

Nous vérifierons ainsi si les analystes émettent des prévisions moins nombreuses mais plus précises sur les sociétés de notre échantillon ayant mandaté l'un des *Big Five*.

3. Les statistiques descriptives

Les tableaux 2 à 4 permettent de caractériser les sociétés de l'échantillon de façon générale, puis au regard de leur couverture par les analystes et, enfin, de leur structure de propriété et de contrôle.

Tableau 2 – Répartition sectorielle de l'échantillon

Secteurs d'activité (Campbell, 1996)	Codes SIC	Nombre d'observations	Fréquences (%)
Industrie pétrolière	13, 29	14	2,06
Biens conso, durables	25, 30, 36, 37, 50, 55, 57	146	21,47
Industries de base	10, 12, 14, 24, 26, 28, 33	76	11,18
Agro-alimentaire et tabac	1, 2, 9, 20, 21, 54	44	6,47
Bâtiments & travaux publics	15, 16, 17, 32, 52	34	5,00
Biens d'équipement	34, 35, 38	70	10,30
Transports (services)	40, 41, 42, 44, 45, 47	23	3,38
Télécommunications	46, 48	11	1,62
Textile et commerce	22, 23, 31, 51, 53, 56, 59	97	14,26
Services	72, 73, 75, 76, 80, 82, 87, 89	121	17,79
Loisirs	27, 58, 70, 78, 79	44	6,47
Total		680	100

Dans le tableau 2, les observations de l'échantillon sont réparties selon la classification sectorielle de Campbell (1996). Les secteurs du

transport, du pétrole et des BTP sont les moins bien représentés, avec respectivement 1,62 %, 2,06 % et 5 % des effectifs. À l’opposé, le secteur des biens de consommation durables regroupe 21,47 % des observations, le secteur tertiaire, 17,79 % et le textile et le commerce, 14,26 %. L’industrie agro-alimentaire et du tabac, ainsi que l’industrie du loisir représentent chacune 6,47 % de l’échantillon. Par ailleurs, d’après le tableau 4, 6,8 % de l’ensemble des observations sont cotées à la fois en France et aux États-Unis. Sur notre échantillon, un peu moins d’un cinquième des observations (18,8 %) font réviser leurs comptes par l’un des *Big Five* (18,8 %, tableau 4).

Le tableau 3 présente la distribution des observations selon l’existence ou non d’un actionnaire contrôleur puis, le cas échéant, selon la nature de cet actionnaire. Un peu moins de 10 % des cas sont à actionnariat diffus et n’ont donc pas d’actionnaire contrôleur au seuil de 10 %. Cette proportion se rapproche des 15 % d’entreprises au capital dispersé obtenus par Faccio et Lang (2002) sur un échantillon de 3 740 sociétés européennes. En France, le capital des sociétés semble en revanche bien moins dispersé qu’au Canada (Bozec et Laurin, 2004) et surtout qu’aux États-Unis (La Porta et *al.*, 1999). Le tableau 3 indique par ailleurs que plus d’un tiers des entreprises contrôlées le sont *via* une pyramide. Sur l’échantillon de Faccio et Lang (2002), les constructions pyramidales sont moins fréquentes (17,75 %).

Tableau 3 – Structure de propriété et de contrôle de l’échantillon

	N	% total (680)	% des entreprises contrôlées (618)
Échantillon total	680		
Entreprises à propriété diffuse	62	9,12%	
Entreprises contrôlées	618	90,88%	
Un seul actionnaire contrôleur	420	61,76%	67,96%
Plusieurs actionnaires contrôleurs	198	29,12%	32,04%
Contrôle familial	507	74,56%	82,04%
Contrôle étatique	45	6,62%	7,28%
Contrôle par une entreprise ou une institution financière à propriété diffuse	50	7,35%	8,09%
Le contrôleur ultime est d’un autre type	16	2,35%	2,59%
Le contrôle s’effectue à travers une pyramide	205	30,15%	33,17%

Le tableau 3 renseigne enfin sur qui détient le contrôle : sur les 618 entreprises contrôlées, 507 (soit 82 %) le sont par une famille, 45 par l'État et 50 par une société à propriété diffuse. Faccio et Lang (2002) notent également la prédominance du contrôle familial en France (70,44 % des 607 firmes françaises de leur échantillon). Parmi les 162 sociétés cotées françaises retenues par Lang et al. (2004), 76 % ont un principal bloc de contrôle familial. Les 162 sociétés cotées françaises observées par Lang et al. (2004) sont contrôlées à 45 % par une famille. L'actionnaire-contrôleur est unique dans 67,96 % des entreprises contrôlées de notre échantillon.

Tableau 4 – Statistiques descriptives

Variables	N	Min	Q1	Médiane	Moyenne	Q3	Max	Ecart type
Variables dépendantes								
NAF	680	0,000	2	8,000	12,641	22	51,000	12,385
Erreur de prévision	680	0,000	0,004	0,014	0,094	0,144	1,556	0,172
Variables de gouvernement d'entreprise								
UCO1 (%)	680	0,000	27,000	51,220	47,460	69,710	98,050	26,113
UCF1 (%)	680	0,000	14,136	34,000	35,644	55,400	89,170	23,949
Écart (%)	680	-12,212	1,620	20,915	24,430	36,010	99,512	23,457
% Écart positif	538				79,117			
Variables de contrôle								
Taille	680	6,472	11,088	12,402	12,665	13,950	17,557	2,072
Surprise	680	0,000	0,008	0,020	0,076	0,060	4,147	0,226
Bêta	680	-2,101	0,309	0,678	0,915	1,291	4,090	0,864
ADR (N _(ADR=1) =46)	680	0,000	0	0,000	0,068	0	1,000	0,251
Audit (N _(Audit=1) =332)	680	0,000	1	0,000	0,488	1	1,000	0,500

Note : *NAF* est le nombre d'analystes d'I/B/E/S ayant prédit le BPA des exercices 1999 et/ou 2000 d'une société donnée. L'erreur de prévision est égale à $|\text{BPA réalisé} - \text{BPA prévu}| / \text{cours moyen de l'exercice fiscal}$. Les variables de gouvernance incluent *UCO1* (les droits au contrôle ultimes du principal actionnaire contrôleur) et *Écart* (l'écart relatif entre les droits au contrôle ultimes et les droits aux flux ultimes, soit $(\text{UCO1} - \text{UCF1}) / \text{UCO1}$). La *taille* désigne le logarithme népérien du total du bilan en milliers d'euros. La variable *Surprise* correspond au rapport $|\text{BPA réalisé N} - \text{BPA réalisé N-1}| / \text{Cours du titre au début de l'exercice N}$. Le *bêta* mesure le risque systématique et équivaut à la pente de la droite de régression des rentabilités du titre sur celles du marché. *ADR* est une variable binaire égale à 1 si la société française est cotée à Paris et aux États-Unis, dans le cadre d'un programme ADR. *Audit* est une variable binaire valant 1 si l'un des *Big Five* a révisé les comptes.

Le tableau 4 révèle que le contrôle est concentré et souvent assuré *via* une participation au capital inférieure au pourcentage de contrôle. Propriété du capital et contrôle des droits de vote divergent dans 538 cas, soit près de 80 % de l'échantillon total. Ce phénomène est donc bien plus répandu en France qu'au Canada (Bozec et Laurin, 2004) ou aux États-Unis (La Porta et al., 1999). Le principal actionnaire contrôle en moyenne 47,46 % des droits de contrôle et en médiane 51,22 %, contre seulement 35,64 % des droits aux flux en moyenne et 34 % en médiane. L'écart moyen relatif entre les droits au contrôle et les droits au flux s'élève ainsi à 24,43 % en moyenne et à 20,91 % en médiane. Sur les 1076 couples (entreprise française, année) d'Haw et al. (2004b), le principal actionnaire détient 41,436 % des droits au contrôle et, dans 17 % des cas, droits aux flux et droits au contrôle divergent.

Les statistiques descriptives des variables d'analystes sont également rapportées dans le tableau 4. Un peu plus de douze analystes en moyenne suivent une société. Lang et al. (2004) et Haw et al. (2004b) relèvent, sur leurs échantillons de sociétés cotées françaises, un nombre moyen d'analystes par société moins élevé, respectivement de sept et de huit. Comment la France se situe-t-elle à une échelle internationale en termes de niveau de couverture ? Chang et al. (2001) ont classé 47 pays. La France arrive en cinquième position, avec 23,2 analystes en moyenne par société, derrière l'Allemagne (32,4), les États-Unis (30,2), les Pays-Bas (29,5) et Hong-Kong (25). Nous constatons par ailleurs que les analystes sont assez précis dans leurs estimations, avec une erreur moyenne de 0,84 % et médiane de 0,14 %. En rapportant l'écart entre le résultat réalisé et prévu au résultat réalisé, Chang, Khanna et Palepu (2001) montrent que les analystes recensés dans I/B/E/S surestiment en moyenne de 27 % les résultats des trente plus importantes capitalisations boursières françaises.

4. L'analyse multivariée

Afin d'évaluer l'effet de la structure de propriété et de contrôle sur l'activité des analystes, nous estimons les modèles suivants :

$$\ln(1+NAF) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ Variables de propriété} + \alpha_2 \text{ Variables de contrôle} + \alpha_3 \text{ Année} + \alpha_4 \text{ Variables sectorielles} + \varepsilon_i$$

$$\text{ERREUR PRÉVISION} = \beta_0 + \beta_1 \text{ Variables de propriété} + \beta_2 \text{ Variables de contrôle} + \beta_3 \text{ NAF} + \beta_4 \text{ Année} + \beta_5 \text{ Variables sectorielles} + \xi_i$$

où NAF est le nombre d'analystes suivant la société considérée et ERREUR PRÉVISION, le rapport $| \text{BPA réalisé} - \text{BPA prévu} | / \text{cours moyen de l'exercice fiscal}$. Les variables de propriété et de contrôle ont été définies dans la sous-section 3.2.3.

4.1. *L'impact de l'écart entre les droits de vote et les droits aux flux sur l'activité des analystes*

Les régressions testées permettent d'appréhender l'impact de la concentration du contrôle (UCO1) et/ou du degré de séparation entre la propriété du capital et les droits de contrôle du principal actionnaire (ECART) sur deux aspects de l'activité des analystes : l'intensité de la couverture d'une société (tableau 5) et la capacité prédictive des analystes (tableau 6).

Dans le tableau 5, le premier modèle régresse le nombre d'analystes sur les droits au contrôle de l'actionnaire ultime (UCO1), sur l'écart relatif entre les droits au contrôle et les droits aux flux ultimes (ECART), sur la taille de l'entreprise et sur des variables indicatrices de l'année et du secteur. Les trois modèles suivants incluent toutes les variables de contrôle (taille de l'entreprise, surprise des analystes à l'annonce du résultat réalisé, bêta, cotation ou non sur le marché américain, révision ou non des comptes par l'un des *Big Five*), ainsi que la concentration du contrôle (UCO1) dans l'équation 2, la séparation entre la propriété du capital et les droits au contrôle dans l'équation 3 (ECART), les deux variables UCO1 et ECART dans le modèle 4. Les résultats montrent que le nombre d'analystes décroît avec les droits de contrôle de l'actionnaire ultime et augmente avec l'écart relatif entre les droits de contrôle et les droits aux flux ultimes. Ils restent qualitativement similaires et significatifs à moins de 1 % avec le jeu complet des variables de contrôle (équation 4). Les deux variables relatives à la structure de propriété et de contrôle, UCO1 et ECART, ne semblent toutefois pas capter le même effet. La concentration du contrôle, mesurée par UCO1, est reliée négativement au nombre d'analystes (équations 1, 2 et 4).

Tableau 5 – Relation entre le nombre d'analystes et la structure de propriété et de contrôle

	Équation 1		Équation 2		Équation 3		Équation 4		Équation 5		Équation 6		Équation 7	
	Coef.	t-Stud.												
UCO1	-0,008	(-6,34) ^a	-0,005	(-4,65) ^a			-0,006	(-4,82) ^a	-0,007	(-4,66) ^a			-0,004	(-2,70) ^a
Ecart	0,487	(3,90) ^a			0,402	(3,48) ^a	0,448	(3,92) ^a						
Pyramide									0,144	(1,89) ^c	0,160	(2,31) ^b	0,141	(2,04) ^b
Taille	0,347	(23,38) ^a	0,286	(17,26) ^a	0,299	(17,97) ^a	0,285	(17,36) ^a	0,355	(19,58) ^a	0,285	(14,88) ^a	0,283	(15,03) ^a
Surprise			-0,451	(-2,92) ^a	-0,429	(-2,89) ^a	-0,482	(-3,64) ^a			-0,412	(-2,48) ^b	-0,448	(-2,85) ^a
Bêta			0,244	(5,89) ^a	0,274	(6,77) ^a	0,240	(5,88) ^a			0,312	(7,35) ^a	0,286	(6,51) ^a
ADR			0,362	(4,51) ^a	0,451	(5,91) ^a	0,361	(4,72) ^a			0,570	(6,79) ^a	0,521	(6,10) ^a
Audit			0,293	(4,18) ^a	0,278	(3,90) ^a	0,273	(3,87) ^a			0,299	(4,00) ^a	0,291	(3,92) ^a
Var. année	Incluse													
Var. sectorielles	Incluses													
Constante	-2,123	(-8,52) ^a	-1,694	(-6,68) ^a	-2,200	(-9,44) ^a	-1,758	(-6,98) ^a	-2,257	(-7,88) ^a	-2,126	(-8,30) ^a	-1,867	(-6,66) ^a
Observations	680		680		680		680		618		618		618	
R ² ajusté	50,16%		55,32%		54,70%		56,11%		43,48%		51,06%		51,57%	
F de Fisher	83,37 ^a		74,49 ^a		79,57 ^a		80,79 ^a		50,26 ^a		65,72 ^a		64,23 ^a	

Note : Toutes les régressions sont conduites en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires. La variable dépendante est $\ln(1+NAF)$, le logarithme népérien du nombre d'analystes d'I/B/E/S ayant prédit le BPA des exercices 1999 et/ou 2000 d'une société donnée. *UCO1* correspond aux droits au contrôle ultimes du principal actionnaire contrôleur ; *UCF1* représente ses droits aux flux ultimes et *Ecart*, l'écart relatif entre les droits au contrôle ultimes et les droits aux flux ultimes, soit le rapport $(UCO1-UCF1)/UCO1$. *Pyramide* est une variable binaire égale à 1 si la société est contrôlée *via* une pyramide, c'est-à-dire si elle a un actionnaire contrôleur ultime qui la contrôle indirectement *via* au moins une autre société partiellement détenue. La *taille* désigne le logarithme népérien du total du bilan en milliers d'euros. La variable *Surprise* correspond au rapport $|BPA \text{ réalisé } N - BPA \text{ réalisé } N-1| / \text{ Cours du titre au début de l'exercice } N$. Le *bêta* mesure le risque systématique et équivaut à la pente de la droite de régression des rentabilités du titre sur celles du marché. *ADR* est une variable binaire égale à 1 si la société française a des ADR cotés aux États-Unis, nécessitant la mise en conformité de ses comptes avec les US GAAP. *Audit* vaut 1 si l'un des *Big Five* a révisé les comptes de l'entreprise, et 0 sinon. Des variables muettes représentatives de l'année et des secteurs d'activité ont été introduites dans les régressions. Elles ne sont pas rapportées ici. La statistique t apparaît entre parenthèses. Les coefficients peuvent être significatifs à respectivement 1 % (a), 5 % (b) et 10 % (c).

Sur les échantillons internationaux de Chang et *al.* (2001) et de Bushman et *al.* (2004), concentration du contrôle et nombre d'analystes sont liés négativement mais de façon non significative. Le signe négatif pourrait être dû au fait que les sociétés au contrôle concentré privilégient les canaux privés de communication (Ball et *al.*, 2000) et l'accès complexifié à l'information pourrait alors rebuter les analystes. Contrairement à UCO1, l'écart entre les pourcentages de contrôle et de capital détenus par l'actionnaire le plus important est associé positivement au nombre d'analystes. Les actionnaires minoritaires pourraient pallier les asymétries d'information entre *insiders* et *outsiders* en recourant aux services informationnels des analystes. Les analystes semblent répondre à l'augmentation des besoins informationnels des minoritaires subséquente à un risque d'expropriation plus élevé. Haw et *al.* (2004b) parviennent à des résultats similaires aux nôtres : sur leur échantillon international, le nombre d'analystes augmente avec l'écart entre les droits au flux et les droits au contrôle, et diminue avec la concentration du contrôle du principal actionnaire.

Tableau 6 – *Relation entre l'erreur de prévision et la structure de propriété et de contrôle*

	Équation 1		Équation 2		Équation 3		Équation 4		Équation 5	
	Coef.	t-Stud.	Coef.	t-Stud.	Coef.	t-Stud.	Coef.	t-Stud.	Coef.	t-Stud.
UCO1	-5*10 ⁻⁴	(-2,22) ^b			-4*10 ⁻⁴	(-2,02) ^b			-5*10 ⁻⁴	(-2,17) ^b
Ecart			0,048	(2,11) ^b	0,044	(1,93) ^c				
Pyramide							0,013	(1,01)	0,012	(0,94)
Taille	-0,017	(4,15) ^a	-0,017	(4,07) ^a	-0,017	(4,10) ^a	-0,016	(-3,85) ^a	-0,017	(-3,89) ^a
Surprise	0,172	(4,24) ^a	0,170	(3,97) ^a	0,174	(4,22) ^a	0,168	(3,88) ^a	0,172	(-4,16) ^a
Bêta	-0,009	(-1,37)	-0,007	(-1,03)	-0,009	(-1,32)	-0,007	(-1,05)	-0,009	(-1,36)
ADR	4*10 ⁻⁴	(0,03)	0,005	(0,32)	0,002	(0,15)	0,002	(0,11)	-8*10 ⁻⁴	(-0,05)
Audit	0,008	(0,86)	-0,006	(0,69)	0,007	(0,75)	0,007	(0,72)	0,007	(0,79)
ln(1+NAF)	-0,002	(-3,05) ^a	-0,002	(-2,98) ^a	-0,003	(-3,25) ^a	-0,002	(-2,71) ^a	-0,002	(-3,04) ^a
Var. année	Incluse		Incluse		Incluse		Incluse		Incluse	
Var. sectorielles	Incluses		Incluses		Incluses		Incluses		Incluses	
Constante	0,022	(0,41)	-0,008	(-1,15)	0,015	(0,27)	0,000	(0,01)	0,024	(0,44)
Observations	368		368		368		368		368	
R ² ajusté	48,71%		48,78%		48,99%		48,40%		48,68%	
F de Fisher	18,50 ^a		18,77 ^a		17,79 ^a		18,44 ^a		17,75 ^a	

Dans le tableau 6, l'erreur de prévision des analystes est tout d'abord régressée sur la concentration du contrôle (équation 1), puis sur l'écart entre les droits aux cash-flows ultimes et les droits au contrôle ultime du principal actionnaire (équation 2) et enfin sur les

deux variables UCO1 et Ecart (équation 3). Aux variables de contrôle sus-citées (taille, surprise, bêta, ADR, Audit, Année et Secteurs), nous ajoutons le nombre d'analystes (NAF), escompté réduire l'erreur de prévision¹¹. Les résultats montrant que plus le contrôle des droits de vote est concentré entre les mains du principal actionnaire et plus les prévisions des analystes sont précises. Nous avons par ailleurs constaté l'impact négatif de UCO1 sur le nombre d'analystes dans le tableau 5. Les analystes qui suivent les sociétés au contrôle concentré sont donc peu nombreux mais précis dans leurs estimations. Peut-être disposent-ils d'informations que les autres analystes n'ont pas ou entretiennent-ils des relations privilégiées avec les actionnaires internes. De fortes asymétries d'informations entre analystes semblent donc caractériser la couverture des sociétés au capital concentré. Peut-être également la concentration du contrôle est-elle propice au lissage des résultats, du même coup plus aisés à prédire pour les analystes. Contrairement à UCO1, la variable ECART est reliée positivement à l'erreur de prévision des analystes. Autrement dit, les analystes prédisent d'autant plus précisément le résultat d'une société que l'écart entre les pourcentages de contrôle et de capital du principal actionnaire diminue. Précédemment, nous avons relevé un lien positif entre la variable ECART et le nombre d'analystes (tableau 5). La séparation de la propriété du capital et du contrôle des votes semble donc au départ très incitative pour les analystes, dans la mesure où elle accroît le risque d'expropriation des actionnaires minoritaires et donc leurs besoins informationnels. Mais elle est également associée à une information publique de mauvaise qualité (Fan et Wong, 2002 ; Leuz et *al.*, 2003 ; Haw et *al.*, 2004a), qui pourrait expliquer les erreurs de prévision des analystes.

Le degré de séparation entre la propriété du capital et le contrôle des votes est ainsi associé à la diffusion d'informations plus nombreuses et plus imprécises. Son effet sur l'environnement informationnel de la société contrôlée est mitigé : les analystes suivent davantage mais moins bien les sociétés avec un fort écart entre les droits aux flux et les droits de vote du principal actionnaire. Les hypothèses 1a et 1b sont donc vérifiées.

¹¹ Sans la variable NAF, les résultats des modèles explicatifs de l'erreur de prévision sont qualitativement similaires.

4.2. L'influence du contrôle pyramidal sur l'activité des analystes

Le tableau 5 rapporte les résultats des régressions du nombre d'analystes sur l'affiliation d'une société à une structure pyramidale (modèles 5 à 7). Les régressions sont menées sur le sous-échantillon des 618 entreprises contrôlées. La taille de l'entreprise, l'effet surprise provoqué par l'annonce des résultats, le bêta, l'éventuelle cotation du titre sur le marché américain, la réputation du commissaire aux comptes, le secteur d'activité et une variable indicatrice de l'année sont introduits comme variables de contrôle. Nous testons l'impact sur le nombre d'analystes de la variable binaire PYRAMIDE, égale à 1 si la firme est contrôlée *via* une pyramide. La variable PYRAMIDE apparaît reliée positivement et significativement au nombre d'analystes ; autrement formulé, les analystes suivent davantage les entreprises appartenant à une structure pyramidale, toutes choses égales par ailleurs. Dans un contexte international, Chang et *al.* (2001) concluent également à l'impact positif de l'affiliation à un groupe sur le nombre d'analystes suivant la société. Un contrôle de type pyramidal implique un risque non négligeable de conflits d'agence entre actionnaires internes et externes. Les informations des analystes viendraient alors réduire les coûts d'agence liés. La perspective d'économies d'échelle pourrait encore expliquer l'intérêt des analystes pour les sociétés affiliées à une pyramide. Elle est envisageable quand les informations collectées et l'expérience acquise lors de l'évaluation d'une société de la pyramide peuvent être réutilisées pour les autres sociétés de la structure. Toutefois, nos résultats ne permettent pas de déterminer si l'affiliation d'une société à une pyramide affecte l'offre ou la demande d'informations des analystes, car nous avons travaillé à partir d'une variable agrégée (le nombre d'analystes suivant une société donnée). Peut-être l'opacité et la complexité des structures pyramidales rebutent-elles les analystes. Mais à l'équilibre, l'augmentation de la demande d'informations privées, palliative à une information publique déficiente, pourrait venir compenser l'effet négatif sur l'offre.

Les équations 4 et 5 du tableau 6 testent l'incidence d'un contrôle pyramidal sur l'erreur de prévision des analystes. Le coefficient de la variable PYRAMIDE est positif mais non significatif. Le signe positif semble indiquer que les analystes se trompent davantage quand ils estiment le résultat d'une société affiliée à une pyramide. Les sociétés

contrôlées *via* une pyramide semblent enclines à publier peu d'information et/ou des informations peu fiables (Fan et Wong, 2002) ; leurs résultats pourraient donc être difficiles à prévoir pour les analystes. L'absence de significativité des résultats conduit cependant à rester prudent dans l'interprétation. Nos résultats rappellent ceux obtenus par Chang et al. (2001) qui ont analysé l'influence des groupes de sociétés répandus dans les pays émergents sur l'activité des analystes. Sur leur échantillon, l'affiliation d'une société à un groupe a un effet positif sur l'erreur de prévision des analystes, mais cet effet perd sa significativité statistique une fois les facteurs institutionnels (la qualité de l'information comptable et le degré de protection des actionnaires minoritaires) intégrés dans les modèles de régression.

Nos résultats ne permettent de valider que l'hypothèse 2a, puisque le contrôle pyramidal a un effet positif sur l'offre d'informations des analystes, et non significatif sur la précision de leurs estimations. L'affiliation d'une société à une pyramide semble accroître les besoins informationnels de ses actionnaires minoritaires et donc être particulièrement incitative pour les analystes.

Les résultats concernant les variables de contrôle confortent pour l'essentiel ceux des travaux antérieurs. Ils sont toutefois plus significatifs dans les modèles explicatifs du nombre d'analystes (tableau 5) que de l'erreur de prévision (tableau 6). Sur notre échantillon, les analystes s'avèrent suivre en plus grand nombre et plus précisément les entreprises de grande taille et aux résultats prévisibles (autrement dit, avec un faible effet de surprise à l'annonce des résultats réalisés). Dans d'autres contextes, les analystes marquent également leur préférence pour les sociétés de grande taille (Bhushan, 1989 ; Brennan et Hughes, 1991 sur le marché américain ; Lang et al., 2004 ; Haw et al., 2004b sur des échantillons internationaux) ou aux résultats peu volatils (Lang et Lundholm, 1996 ; Lang et al., 2004). Par ailleurs, nous observons que les analystes sont particulièrement intéressés par les entreprises risquées, cotées sur le marché américain et aux comptes révisés par un grand cabinet d'audit. Baker et al. (2002), Lang et al. (2003, 2004) trouvent également que les sociétés cotées à la fois sur leur place nationale et aux États-Unis sont suivies par davantage d'analystes, *ceteris paribus*, tandis qu'Haw et al. (2004b) notent l'impact positif du bêta sur le nombre d'analystes. Enfin, nous trouvons que l'erreur de prévision diminue avec le nombre d'analystes, pris ici comme mesure de la quantité d'informations disponibles sur la société évaluée (Baginski et

Hassell, 1997 ; Hope, 2003a). Chang et *al.* (2001) établissent la même relation négative entre l'erreur de prévision et le nombre d'analystes sur un échantillon international. Plus un analyste dispose d'informations sur la valeur d'une société, et moins il risque de se tromper dans ses prévisions (Alford et Berger, 1999).

Conclusion

Dans la littérature, l'activité des analystes est reliée à la structure de propriété et de contrôle essentiellement à travers le nombre d'analystes, et les résultats, obtenus sur des échantillons internationaux, divergent et seraient statistiquement biaisés. Nous avons ici tenté de dépasser ces limites en examinant comment la structure de propriété et de contrôle propre aux sociétés cotées françaises (contrôlées avec un faible apport en capital notamment *via* des chaînes de participation pyramidales) affectait leur suivi par les analystes, appréhendé au travers du nombre d'analystes et de la précision des prévisions des analystes.

Nos principales conclusions sont les suivantes. Premièrement, conformément à Haw et *al.* (2004b), nous trouvons que l'intérêt des analystes pour une société augmente avec l'écart entre les pourcentages de contrôle et de capital du principal actionnaire et diminue avec la concentration du contrôle. Plus l'écart entre les droits de vote et l'apport en capital est important, plus les actionnaires minoritaires s'exposent à un risque d'expropriation et pourraient être incités à s'informer auprès des analystes. Anticipant cette potentielle demande, les analystes s'intéresseraient aux sociétés où la propriété du capital et le contrôle des votes sont séparés. Pour autant, les analystes semblent éviter les firmes avec un contrôle concentré, où les actionnaires internes enracinés peuvent être peu enclins à divulguer des informations. Deuxièmement, nous montrons qu'un plus grand nombre d'analystes suit les entreprises affiliées à une pyramide, *ceteris paribus*. Dans les structures pyramidales, les actionnaires minoritaires pourraient préférer se fier aux informations des analystes qu'à l'information comptable, lacunaire et/ou suspectée de manipulation. Troisièmement, nous testons, pour la première fois à notre connaissance, si la structure de propriété et de contrôle des sociétés évaluées explique l'erreur de prévision des analystes. Les résultats font apparaître que les analystes estiment plus précisément les résultats des sociétés avec un contrôle

concentré et/ou un faible écart entre les pourcentages de contrôle et de capital du principal actionnaire. Un accès privilégié à l'information pourrait expliquer que les quelques analystes qui choisissent de suivre les sociétés avec un actionnaire principal enraciné se trompent peu dans leurs prévisions. Enfin, en présence d'un risque d'expropriation élevé, les analystes semblent répondre aux besoins informationnels des actionnaires minoritaires de façon imprécise : leurs erreurs de prévision pourraient être dues à la mauvaise qualité des informations publiées par les sociétés présentant un écart important entre les pourcentages de contrôle et de capital du principal actionnaire.

Nos résultats semblent indiquer que le mécanisme de contrôle externe que constituent les analystes se substitue efficacement aux autres dispositifs de gouvernance. En France, les droits des investisseurs seraient moins bien garantis que dans les pays anglo-saxons selon La Porta et *al.*, (1997, 1998). Mais les analystes, entre autres, semblent remédier à l'opacité associée à la séparation de la propriété du capital et du contrôle des votes en produisant plus d'informations sur ces sociétés. Ils paraissent également limiter le risque de manipulation de l'information comptable lié à un contrôle concentré en émettant des prévisions plus précises sur ces sociétés. Pour d'autres chercheurs au contraire, les différents mécanismes de gouvernance seraient reliés positivement et leurs effets seraient cumulatifs (La Porta et *al.*, 1998, 1999 ; Lang et *al.*, 2004 ; Bushman et *al.*, 2004). La question des liens entre dispositifs de gouvernance appelle donc des recherches complémentaires.

Bibliographie

- Alford A. et Berger P. (1999), « A Simultaneous Equations Analysis of Forecast Accuracy, Analyst Following, and Trading Volume », *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, vol. 14, n° 3, p. 219-246.
- Attig N., Fong W.M., Gadhoum Y. et Lang L. (2004), « Effects of Large Shareholding on Information Asymmetry and Stock Liquidity », document de travail, Saint Mary's University.
- Bae K.H., Kang J.K. et Kim J.M. (2002), « Tunneling or Value Added? Evidence from Mergers by Korean Business Groups », *Journal of Finance*, vol. 57, n° 6, p. 2695-2740.

- Baker H.K., Nofsinger J.R. et Weaver D.G. (2002), « International Cross-Listing and Visibility », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 37, n° 3, p. 495-521.
- Ball R., Kothari S.P et Robin A. (1998), « The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 29, n° 1, p. 1-51.
- Ball R., Robin A. et Wu J.S. (2003), « Incentives versus Standards : Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries », *Journal of Accounting Economics*, vol. 36, n° 1-3, p. 235-270.
- Bebchuk L., Kraakman R. et Triantis G. (2000), « Stock Pyramids, Cross-Ownership, Dual-Class Equity : The Creation of Agency Costs of Separating Control from Cash Flow Rights », in R.K. Morck. (Eds.), *Concentrated Corporate Ownership*, University of Chicago Press.
- Bertrand M., Mehta P. et Mullainathan S. (2002), « Ferreting out Tunneling : An Application to Indian Business Groups », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n° 1, p. 121-148.
- Bhushan R. (1989), « Firm Characteristics and Analyst Following », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 11, n° 2-3, p. 255-274.
- Bloch L. et Kremp E. (2001), « Ownership and Voting Power in France », in F. Barca et M. Becht (Eds.), *The Control of Corporate Europe*, Oxford University Press.
- Boubaker S. (2006a), « Ownership-Control Discrepancy and Firm Value : Evidence from France », *Multinational Finance Journal*, à paraître.
- Boubaker S. (2006b), « Quatre essais sur la structure de propriété et de contrôle des sociétés cotées », Thèse de Doctorat en Sciences de Gestion, Université de Paris XII Val de Marne, Mars.
- Bozec Y. et Laurin C. (2004), « Concentration des droits de propriété, séparation entre participation au capital et contrôle des votes et performance opérationnelle des sociétés : une étude canadienne », *Finance Contrôle Stratégie*, vol. 7, n° 2, p. 123-164.
- Brennan M. et Hughes P. (1991), « Stock Prices and the Supply of Information », *Journal of Finance*, vol. 46, n° 5, p. 1665-1691.
- Bushman R., Piotroski J. et Smith A. (2004), « What Determines Corporate Transparency? », *Journal of Accounting Research*, vol. 42, n° 2, p. 207-452.
- Bushman R. et Smith A. (2001), « Financial Accounting Information and Corporate Governance », *Journal of Accounting Economics*, vol. 32, n° 1-3, p. 237-333.

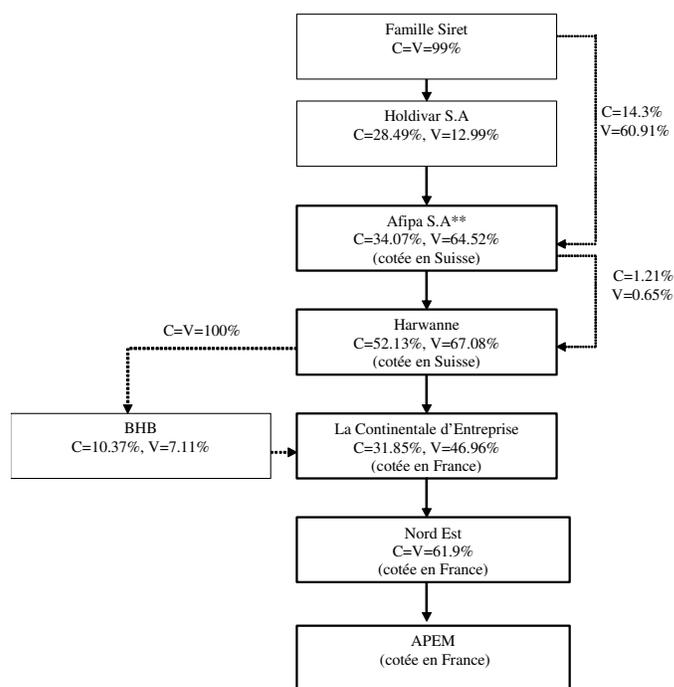
- Campbell, J.Y. (1996), « Understanding Risk and Return », *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 2, p. 298-345.
- Chang J.J., Khanna T. et Palepu J. (2001), « Analyst Activity around the World », document de travail, Harvard Business School.
- Chung K.H. et Jo H. (1996), « The Impact of Security Analysts' Monitoring and Marketing Functions on the Market Value of Firms », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 31, n° 4, p. 493-512.
- Claessens S., Djankov S. et Lang L. (2000), « The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations », *Journal of Financial Economics*, vol. 58, n° 1-2, p. 81-112.
- Claessens S., Djankov S., Fan J. et Lang L. (2002), « Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings », *Journal of Finance*, vol. 57, n° 6, p. 2741-2771.
- DeAngelo L. (1981), « Auditor Size and Audit Quality », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 3, n° 3, p. 183-199.
- DeFond M.L. et Hung M. (2003), « An Empirical Analysis of Analysts' Cash Flow Forecasts », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 35, n° 1, p. 73-100.
- Faccio M. (2006), « Politically Connected Firms », *American Economic Review*, vol. 96, n° 1, p. 369-386.
- Faccio M. et Lang L. (2002), « The Ultimate Ownership of Western European Corporations », *Journal of Financial Economics*, vol. 65, n° 3, p. 365-395.
- Fan J. et Wong T. (2002), « Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 33, n° 3, p. 401-425.
- Grossman S. et Hart O. (1988), « One Share-One Vote and the Market for Corporate Control », *Journal of Financial Economics*, vol. 20, n° 1-2, p. 175-202.
- Harris M. et Artur R. (1988), « Corporate Governance : Voting Rights and Majority Rules », *Journal of Financial Economics*, vol. 20, n° 1-2, p. 203-35.
- Haw I.M., Hu B.B., Hwang L.-S. et Wu W. (2004a), « Ultimate Ownership, Income Management and Legal and Extra-Legal Institutions », *Journal of Accounting Research*, vol. 42, n° 2, p. 423-462.
- Haw I.-M., Hu B.B., Hwang L.-S. et Wu W. (2004b), « Corporate Ownership Structure, Analyst Following, Legal and Extra-Legal Institutions », document de travail, Texas Christian University.

- Hope O.-K. (2003a), « Analyst Following and the Influence of Disclosure Components, IPOs, and Ownership Concentration », *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, vol. 10, n° 2, p. 117-141.
- Husson B., Jacquillat B. et Schintowki P. (1987), « La valeur du droit de vote : une étude empirique des certificats d'investissement », cahier de recherche du CEREG, n° 6/87.
- Jensen M.C. et Meckling W.H. (1976), « Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure », *Journal of Financial Economics*, vol. 3, n° 4, p. 305-360.
- Jian M. et Wong T.J. (2003), « Earnings Management and Tunneling through Related Party », document de travail, Hong Kong University of Science and Technology.
- Johnson S., La Porta R., Lopez-de-Silanes F. et Shleifer A. (2000), « Tunneling », *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 90, n° 2, p. 22-27.
- La Porta R., Lopez-de-Silanes F. et Shleifer A. (1999), « Corporate Ownership Around the World », *Journal of Finance*, vol. 54, n° 2, p. 471-517.
- La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. et Vishny R. (1997), « Legal Determinants of External Finance », *Journal of Finance*, vol. 52, n° 3, p. 1131-1150.
- La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. et Vishny R. (1998), « Law and Finance », *Journal of Political Economy*, vol. 106, n° 6, p. 1113-1155.
- Lang M.H. et Lundholm R.J. (1996), « Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior », *The Accounting Review*, vol. 71, n° 4, p. 467-492.
- Lang M.H., Lins K.V. et Miller D.P. (2003), « ADRs, Analysts, and Accuracy : Does Cross-Listing in the U.S. Improve Firm's Information Environment and Increase Market Value? », *Journal of Accounting Research*, vol. 41, n° 2, p. 317-345.
- Lang M.H., Lins K.V. et Miller D.P. (2004), « Concentrated Control, Analyst Following, and Valuation : Do Analysts Matter Most When Investors Are Protected Least? », *Journal of Accounting Research*, vol. 42, n° 3, p. 589-623.
- Levine R. et Zervos S. (1993), « What We Have Learned about Policy and Growth from Cross-Country Regressions ? », *American Economic Review*, vol. 83, n° 2, p. 426-443.

- Leuz C., Nanda D. et Wysocki P. (2003), « Earnings Management and Investor Protection : An International Comparison », *Journal of Financial Economics*, vol. 69, n° 3, p. 505-527.
- Liu Q. et Lu J. (2004), « Earnings Management to Tunnel : Evidence from China's Listed Companies », document de travail, University of Hong Kong.
- Merton R.C. (1987), « A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information », *The Journal of Finance*, vol. 42, n° 3, p. 483-510.
- Morck R., Shleifer A. et Vishny R. (1988), « Management Ownership and Market Valuation : An Empirical Analysis », *Journal of Financial Economics*, vol. 20, n° 1-2, p. 293-315.
- Morck R., Stangeland D. et Yeung B. (2000), « Inherited Wealth, Corporate Control, and Economic Growth : The Canadian Disease » in R.K. Morek (Ed.), *Concentrated Corporate Ownership*, University of Chicago Press.
- Morck R. et Yeung B. (2004), « Family Control and the Rent-Seeking Society », *Entrepreneurship : Theory and Practice*, vol. 28, n° 4, p. 391-409.
- Moyer R. C., Chatfield R.E. et Sisneros P.M. (1989), « Security Analyst Monitoring Activity : Agency Costs and Information Demand », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 24, n° 4, p. 503-512.
- Muus C.K. (1998), « Non-voting Shares in France : An Empirical Analysis of the Voting Premium », document de travail, Johann Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt-am Main.
- Nenova T. (2003), « The Value of Corporate Votes and Control Benefits : A Cross Country Analysis », *Journal of Financial Economics*, vol. 68, n° 3, p. 325-351.
- O'Brien P. et Bhushan R. (1990), « Analyst Following and Institutional Holding », *Journal of Accounting Research*, vol. 28, supplément, p. 55-76.
- Titman S. et Trueman B. (1986), « Information Quality and the Valuation of New Issues », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 8, n° 2, p. 159-172.
- Wolfenzon D. (1999), « *A Theory of Pyramidal Ownership* », mimeo, University of Michigan Business School.

Annexe 1 – Exemple d'une entreprise contrôlée par une pyramide : la société APEM

La figure explique comment la famille Siret contrôle la firme APEM. Le contrôle est assuré, au seuil de 10 %, *via* une pyramide, des chaînes de contrôle multiples et des actions à droits de vote différenciés. Les lignes continues et en pointillé matérialisent les participations formant respectivement une pyramide et des chaînes de contrôle multiples. Les firmes cotées sont encadrées en gras. « C » désigne la participation au capital de l'actionnaire contrôleur direct et « V », ses droits de vote. La famille Siret est le contrôleur ultime de APEM. Ses droits aux flux ultimes (UCF1) dans APEM s'obtiennent en multipliant les participations au capital (directes et indirectes) de Siret à tous les niveaux de la pyramide, soit ici : $(99\% \times 28,49\% + 14,3\%) \times (1,21\% + 34,07\%) \times (100\% \times 10,37\% + 52,13\%) \times 31,85\% \times 61,9\% = 1,85\%$. Les droits au contrôle ultimes (UCO1) de la famille Siret dans APEM correspondent au minimum des droits de vote directs et indirects détenus par Siret dans chaque société de la pyramide, soit : $\min[99\%, (12,99\% + 60,91\%), (64,52\% + 0,65\%), (67,08\% + 7,11\%), 46,96\%, 61,9\%] = 46,96\%$. L'écart (UCO-UCF)/UCO vaut ici : $(46,96\% - 1,85\%) / 46,96\% = 96,06\%$.



* Le capital d'Afipa SA (15.100.000 de francs suisses) est composé de 80 000 actions de type A et 52.400 actions de type B. La famille Siret détient directement 80 000 actions A et 640 actions B d'Afipa (soit 14,30 % du capital et 60,91 % des droits de vote), et indirectement *via* Holdivar, 17 205 actions de type B (lui conférant 28,49 % du capital et 12,99 % des droits de vote).

** Afipa détient indirectement, *via* les sociétés Afipa Luxembourg SA et Capricorn Investissements Holding SA, 623 120 actions A et 159 200 actions B d'Harwanne soit 34,07 % du capital et 64,52 % des droits de vote. Le capital d'Harwanne (65 000 000 francs suisses) se divise en 625 000 actions de type A et 587 500 actions de type B.