



**HAL**  
open science

## Les publications volontaires des résultats et le comportement des analystes financiers en France

Faten Lakhali

► **To cite this version:**

Faten Lakhali. Les publications volontaires des résultats et le comportement des analystes financiers en France. COMPTABILITE, CONTROLE, AUDIT ET INSTITUTION(S), May 2006, Tunisie. pp.CD-Rom. halshs-00558062

**HAL Id: halshs-00558062**

**<https://shs.hal.science/halshs-00558062>**

Submitted on 20 Jan 2011

**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.

# Les publications volontaires des résultats et le comportement des analystes financiers en France

**Faten LAKHAL**

Docteur en Sciences de Gestion, Institut de Recherche en Gestion

Université de Paris XII – Val de Marne

61 Av. du Général de Gaulle, 94010 créteil cedex

Tél : +33 6 11 52 63 77

Email : [faten\\_lakhal@yahoo.fr](mailto:faten_lakhal@yahoo.fr)

## Résumé

Cette étude examine les relations entre les publications volontaires des résultats et le comportement des analystes financiers. Elle analyse la contribution des publications volontaires à expliquer le niveau de couverture des entreprises par les analystes et les caractéristiques de leurs prévisions. Les résultats montrent que la décision de publication volontaire influence le niveau de couverture par les analystes qui sont attirés par la politique de communication de l'entreprise. Ils montrent également que les entreprises ayant choisi d'informer le marché ont des prévisions plus précises et moins dispersées. Ces résultats suggèrent que la politique de publication volontaire est un déterminant important du comportement des analystes financiers.

## Mots clés

Publication volontaire, nombre des analystes, erreur de prévisions, dispersion des prévisions

# **Les publications volontaires des résultats et le comportement des analystes financiers en France**

## **1. INTRODUCTION**

La majorité des travaux relatifs à la publication volontaire a porté sur les déterminants des choix des entreprises en matière d'information à fournir. Plus rares sont les travaux qui se sont intéressés au lien entre la publication volontaire et le comportement des analystes financiers. Ces acteurs jouent un rôle essentiel en tant qu'intermédiaires entre l'entreprise et ses partenaires (Schipper 1991). Les analystes financiers sont très attentifs à la communication financière des entreprises. Ils disposent de délais assez courts pour recevoir, examiner et analyser l'information. Ils doivent également émettre une évaluation correcte des résultats de l'entreprise. A cette fin, ils effectuent une analyse rigoureuse des différentes sources d'informations financières : les rapports annuels et semestriels, les revues et journaux spécialisés, les réunions avec les analystes financiers, et d'autres moyens de communication. Par conséquent, ils exigent en permanence une disponibilité de la part des responsables de la communication financière, et ont une attente grandissante et précise en matière d'information de la part des entreprises cotées.

L'information fournie volontairement par les dirigeants peut faciliter aux analystes la formulation de leurs prévisions et réduire le temps qu'ils consacrent à la recherche d'informations. Il nécessite donc que le contenu de l'information transmise au marché soit utile. Dans ce cas, il serait plausible de trouver une relation entre la publication de cette information et les caractéristiques des prévisions des analystes financiers. L'étude de cette relation nous semble intéressante à deux titres. Premièrement, à notre connaissance, cette étude est la première à avoir examiné le lien entre les publications volontaires et le comportement des analystes financiers en France. Deuxièmement, elle rend compte des asymétries d'informations qui se manifestent à travers les prévisions établies par les analystes financiers.

Les études ayant examiné l'incidence des informations comptables sur la couverture par les analystes et sur les caractéristiques de leurs prévisions sont peu nombreuses (Lang et Lundholm, 1996 ; Hope, 2003 a et b). Nous nous attendons à ce que les publications volontaires de résultats en France soient un déterminant significatif du comportement des

analystes financiers. L'objectif de cette étude est double. En premier lieu, notre souci est de discerner si les publications volontaires des résultats importent pour les analystes financiers. Nous visons à déterminer dans quelle mesure les publications volontaires attirent les analystes, leurs permettent d'améliorer la précision de leurs estimations et de réduire la dispersion de leurs prévisions. En second lieu, cette étude permet de juger si les dirigeants utilisent ces publications volontaires de résultats en réponse à une asymétrie d'information présente sur le marché. Cette asymétrie d'information est révélée dans les anticipations des analystes.

Les résultats de l'étude montrent que la décision de publication volontaire des résultats influence le nombre d'analystes financiers mais semble peu influencée par le niveau de couverture des entreprises. Nous montrons également que la décision de publication volontaire a tendance à réduire l'erreur de prévisions des analystes financiers et la dispersion entre leurs prévisions. Ce résultat implique que les informations fournies permettent de réduire l'incertitude sur le marché. Le comportement des analystes financiers approche en effet celui du marché (Christie 1987 ; Atiase et Bamber, 1994). Les publications volontaires s'avèrent être un déterminant primordial aussi bien du niveau de couverture par les analystes que des caractéristiques de leurs prévisions de résultats.

Ce papier est organisé comme suit : la deuxième section examine la relation entre la publication volontaire, la couverture par les analystes financiers d'une part, et la publication volontaire et les caractéristiques des prévisions des analystes financiers d'autre part. La troisième section présente l'échantillon ainsi que la méthodologie de recherche suivie des résultats et des discussions. La dernière section conclue le papier.

## **2. LA RELATION ENTRE LES PUBLICATIONS VOLONTAIRES ET LE COMPORTEMENT DES ANALYSTES FINANCIERS**

### ***2.1. LITTÉRATURE EXISTANTE ET DEVELOPPEMENT DES HYPOTHESES***

#### **2.1.1. La publication volontaire et le nombre d'analystes financiers**

En théorie, il existe une relation complexe entre le nombre d'analystes financiers et la publication volontaire. Ceci est dû notamment à l'existence d'une offre et d'une demande des services fournis par les analystes (Hope 2003a). Dans le modèle formalisé par Bhushan (1989), la relation entre les publications des entreprises et leur niveau de couverture par les analystes peut être interprété de deux façons. La première est fonction de la demande des services des analystes, tandis que la seconde s'articule autour de l'offre de leurs services aux

investisseurs. D'un côté, l'information publique diffusée par les entreprises sur le marché est susceptible de réduire le coût d'acquisition des informations par les analystes. L'analyste est peu amené dans ce cas à mobiliser d'autres sources d'informations. La diffusion d'informations additionnelles par l'entreprise permettra d'accroître l'offre de services de la part des analystes financiers. Toutes choses étant égales par ailleurs, ceci entraîne une augmentation du nombre d'analystes financiers à l'équilibre. D'un autre côté, l'effet des informations publiques sur la demande des services auprès des analystes dépend du rôle de l'analyste financier sur le marché. En tant qu'intermédiaires financiers, la diffusion d'informations additionnelles permettra à l'analyste financier de mettre en place des recommandations plus pertinentes à la disposition de ses clients. Par conséquent, les publications volontaires améliorent le niveau de la demande des services des analystes financiers et de là, accroît le nombre d'analystes financiers à l'équilibre. En tant que fournisseurs d'informations, les informations qu'ils collectent sont proposées aux investisseurs moyennant un coût ; tandis que les informations fournies par les entreprises sont transmises gratuitement aux investisseurs. L'information fournie par l'entreprise est substituée au rapport établi par l'analyste. L'investisseur utilise cette information directement de l'entreprise au moindre coût au lieu de la collecter auprès des services des analystes. Dans ce cas, les publications volontaires permettent de réduire la demande des services auprès des analystes, et de là, le nombre d'analystes financiers à l'équilibre. Les publications volontaires et la couverture par les analystes financiers sont considérées dans ce cas comme des substituts.

En résumé, les publications volontaires font accroître l'offre de services des analystes financiers. Toutefois, elles peuvent, soit améliorer soit décliner la demande des services auprès des analystes en fonction de leur rôle sur le marché. L'effet net dépend donc de l'importance relative de ces forces, il est théoriquement ambigu. Néanmoins, malgré la rareté des études qui ont essayé d'analyser ces deux effets, les recherches antérieures, limitées dans ce domaine, ont montré que la couverture des entreprises par les analystes est positivement influencée par le niveau des publications financières de l'entreprise.

La recherche empirique a étudié le lien entre le nombre d'analystes financiers et la politique de publication d'informations financières. Elle regroupe notamment les travaux de Lang et Lundholm (1996) et de Hope (2003a). Lang et Lundholm (1996) montrent que les analystes financiers aux Etats-Unis sont attirés par les entreprises ayant une bonne réputation en matière d'informations du marché. Ils affirment que les dirigeants ont tout intérêt à entretenir de bonnes relations avec leurs analystes financiers. En outre, d'après Hope (2003a), les

publications de politiques comptables aident davantage les analystes à établir leurs rapports. Dans un contexte international, Hope montre que le niveau de couverture par les analystes est positivement influencé par les publications des conventions comptables.

Au regard de ces travaux empiriques, les résultats accréditent la thèse selon laquelle la couverture des analystes et les publications de l'entreprise sont complémentaires et non substituables. Ces études aboutissent à une relation positive entre les deux variables. A la lumière de ces recherches théoriques et empiriques, nous formulons l'hypothèse suivante :

*H<sub>1</sub> : Il existe une relation positive entre le nombre des analystes financiers et la publication volontaire des résultats.*

Compte tenu du fait que les dirigeants jouissent d'une certaine latitude dans le choix des informations fournies au marché, un deuxième sens de la relation entre la couverture par les analystes et les publications volontaires des résultats est attendu. La publication volontaire influencerait le niveau de couverture des entreprises. Elle peut être également influencée, elle-même, par la couverture des analystes. La raison en est la suivante : à mesure que la demande d'information de la part des analystes s'élève, l'entreprise est amenée davantage à satisfaire ce besoin en informations. Ce constat a été testé et confirmé par l'étude de Miller et Piotroski (2000). Ces auteurs ont établi que le niveau de couverture influence de façon significative les publications des prévisions managériales. Lang et Lundholm (1996) affirment que la relation de causalité entre le nombre d'analystes et les publications d'informations additionnelles n'est pas évidente. Toutefois, Hope (2003a) soutient l'existence d'une relation de causalité entre les deux variables. Afin de contrôler cette endogénéité, l'auteur teste simultanément la décision de publication d'informations et la décision de l'analyste de couvrir les valeurs d'une société. Conformément à ce constat, nous estimons la décision de publication et la décision de couverture comme deux choix pouvant être déterminés simultanément. Nous supposons d'un côté, que les entreprises émettent des informations non obligatoires au marché afin d'influencer les activités des analystes. D'un autre côté, à mesure que le niveau de couverture augmente, les dirigeants sont supposés être motivés à publier davantage des informations.

### **2.1.2. La publication volontaire et les caractéristiques des prévisions des analystes financiers**

Les modèles analytiques de Milgrom (1981) et de Grossman (1981) s'appuient sur la théorie du signal pour expliquer la capacité des informations financières à réduire l'asymétrie d'information. La publication volontaire est supposée agir sur le décalage informationnel

entre l'entreprise et ses investisseurs. Elle est également présumée homogénéiser les anticipations des investisseurs (Ajinkya et Gift, 1984 ; Lees, 1981 ; Ruland *et al.* 1990). Les études empiriques, dont celle de Christie (1987), d'Atiase et Bamber (1994) et de Soffer *et al.* (1999), utilisent souvent les prévisions des analystes financiers pour approcher les anticipations des investisseurs. La dispersion des anticipations est mesurée par deux caractéristiques des prévisions des analystes : l'erreur et l'écart type des prévisions des analystes. Ces deux caractéristiques sont aussi utilisées pour mesurer l'incertitude vis-à-vis de la performance de l'entreprise (Imhoff et Lobo 1992 ; Barron *et al.* 1999).

La relation entre les politiques de communication financière des entreprises et les prévisions des analystes financiers est fournie par Lang et Lundholm (1996). Ces auteurs admettent que les prévisions des analystes financiers deviennent plus précises et moins dispersées à mesure que l'entreprise améliore sa communication financière. Une erreur de prévision faible indique que les dirigeants ont tendance à publier régulièrement leurs comptes afin de corriger les anticipations du marché. Piotroski (1999) a montré que les informations additionnelles fournies au marché sont susceptibles d'améliorer la précision des prévisions des analystes financiers. Lorsque les dirigeants jugent que leurs résultats seront en dehors de la fourchette d'estimation donnée par le consensus de marché, ils sont plus amenés à corriger les estimations des analystes pour réduire l'asymétrie d'information sur le marché.

Barron *et al.* (1999) ont décelé une relation significative et négative entre le classement des informations dans les rapports annuels et la dispersion et l'erreur des prévisions des analystes. Après avoir contrôlé la variabilité des résultats, Eng et Teo (2000) ont montré que les informations incluses dans les rapports annuels sont associées négativement et de façon significative à l'erreur à Singapour (mais non significative à la dispersion des prévisions entre analystes). Chang *et al.* (2000) rapportent une relation non significative entre les publications d'informations volontaires et la dispersion, mais significative avec l'erreur sur un échantillon composé des 30 plus grosses capitalisations boursières de 47 pays. Hwang *et al.* (1998) obtiennent des résultats similaires sur un échantillon de 7 pays à travers le monde. L'étude de Hope (2003b) contribue, en outre, à la littérature examinant le lien entre la communication volontaire et les prévisions des analystes. Il en déduit que la politique de publication influe sur l'erreur et sur la dispersion des prévisions. Enfin, Bushman *et al.* (2004) montrent que les analystes proposent des prévisions de bénéfice par action plus précises pour les entreprises émettrices d'informations de qualité. Toutefois, en Suède, Adrem (1999) montre que les informations publiées n'améliorent pas l'exactitude des prévisions des analystes. Il obtient des

relations non significatives entre la stratégie de publication et la précision des prévisions des analystes financiers.

La relation entre la publication volontaire et la dispersion des prévisions est moins évidente. L'effet de la publication d'informations additionnelles sur la dispersion des prévisions est tributaire des différences dans les prévisions estimées par les analystes. Ces différences peuvent être dues soit aux décalages dans l'information reçue par les analystes, soit aux divergences de leurs modèles de prévisions (Lang et Lundholm 1996). Dans le premier cas de figure, les analystes disposent des mêmes modèles de prévisions. Ils observent les mêmes informations que l'entreprise émet sur le marché. Toutefois, ils collectent des informations privées différentes. Ils ont tendance à mettre moins de poids sur les informations privées acquises à mesure que l'information fournie par l'entreprise s'améliore. Ceci entraîne des conséquences favorables sur l'homogénéisation des anticipations des analystes. La dispersion dans les prévisions entre analystes est donc amenée à baisser.

Dans le deuxième cas de figure, les analystes observent la même information publique. Ils disposent par ailleurs de la même information privée. Ils diffèrent cependant sur la manière de modéliser leurs prévisions. L'accroissement des informations publiées par l'entreprise pourrait amplifier la dispersion des prévisions entre les analystes.

Ang et Ciccone (2001) analysent les différences internationales dans les dispersions des prévisions des analystes financiers. Ils montrent que les disparités d'opinions sont d'autant plus grandes que l'entreprise est peu transparente. Cette dispersion est due notamment aux différentes estimations de la même quantité d'informations, ou des interprétations des informations reçues par les analystes financiers, principalement les informations privées.

La littérature antérieure plaide en faveur d'une relation négative entre les publications volontaires et la dispersion des prévisions des analystes d'une part, et entre l'erreur de prévisions et les publications volontaires d'autre part. Au vu des éléments théoriques et empiriques évoqués ci-dessus, nous estimons et testons les deux hypothèses suivantes :

*H<sub>2</sub> : L'erreur est influencée négativement par la publication volontaire des résultats comptables*

*H<sub>3</sub> : Il existe une relation négative entre la publication volontaire des résultats et la dispersion des prévisions des analystes.*



## **2.2. LES DETERMINANTS DU NIVEAU DE COUVERTURE ET DES CARACTERISTIQUES DES PREVISIONS DES ANALYSTES**

Le niveau de couverture par les analystes et les caractéristiques de leurs prévisions ne sont pas influencés uniquement par la politique d'information de l'entreprise. La littérature existante dresse un certain nombre de facteurs explicatifs du nombre d'analystes et des caractéristiques de leurs prévisions. Ces facteurs sont pris en compte dans nos modèles de régression. Ils sont introduits en tant que variables de contrôle et englobent certaines caractéristiques des entreprises. Nous citons la taille de l'entreprise, la variabilité des résultats, la cotation sur les marchés américains, la profitabilité, la proportion des investisseurs institutionnels dans le capital et une variable indicatrice des entreprises déficitaires.

**La taille de l'entreprise :** La taille est un déterminant du niveau de couverture par les analystes et des caractéristiques de leurs prévisions. Ce constat est justifié aussi bien sur le plan théorique qu'empirique. Les analystes sollicitent très peu les petites ou moyennes entreprises. En outre, la demande des services des analystes s'accroît avec l'importance relative de la taille de l'entreprise, le suggère Bhushan (1989). Selon Lang et Lundholm (1996), les entreprises de grande taille ont une meilleure communication financière. Elles diffusent des informations de qualité, ce qui faciliterait aux analystes l'estimation de leurs résultats et la formulation des recommandations à leurs clients. Par ailleurs, Doukas *et al.* (2005) montrent que le nombre des analystes financiers est plus important dans les grandes entreprises en raison des coûts élevés d'acquisition des informations pour ces entreprises. En outre, Lang *et al.* (2003) ont montré l'existence d'une relation positive entre la taille des entreprises et le niveau de leur couverture par les analystes. Ils expliquent cette relation par l'intérêt qu'accordent les investisseurs institutionnels aux valeurs de ces entreprises. O'Brien et Bhushan (1990) admettent l'impact de la taille sur les estimations de résultats des analystes financiers. Une entreprise de grande taille peut être un client particulièrement important pour les analystes. Ce constat est confirmé par Ackert et Athanassakos (2003). L'étude empirique menée par Rajan et Servaes (1997) montre également que les entreprises de grande taille sont plus visibles et prestigieuses. Nous anticipons donc une relation positive entre la taille, le nombre d'analyste et les deux caractéristiques de leurs prévisions.

**La variabilité des résultats :** Cette variable traduit la surprise des investisseurs à la date d'annonce officielle des résultats. Les analystes ont tendance à suivre les valeurs des sociétés dont les résultats sont prévisibles. En effet, l'incertitude à l'égard des résultats futurs de l'entreprise crée un risque pour les analystes. Ce constat a été vérifié par de nombreuses recherches dont celles de O'Brien et Bhushan (1990), Lang et Lundholm (1996), Marston

(1997) et Lang *et al.* (2003 et 2004). Pour Bricker *et al.* (1995), les rapports établis par les analystes laissent entendre leurs préférences pour des résultats prévisibles et donc peu fluctuants. Par ailleurs, Stevens *et al.* (1998) montrent que la précision des prévisions des analystes diminue dans un environnement informationnel incertain. Huberts et Fuller (1995) montrent pour leur part que les analystes sont plus optimistes pour les valeurs d'entreprises présentant des variabilités significatives de leurs résultats. D'après Hope (2003b), la variabilité des résultats devrait augmenter la difficulté de prévoir les résultats. Peu d'incertitude signifie que la dispersion dans les prévisions des analystes a tendance à s'affaiblir. Il est enfin à noter que la variabilité des résultats se calcule par le rapport suivant :  $(BPA\ réel_N - BPA\ réel_{N-1}) / BPA\ réel_{N-1}$ .

**La cotation sur les marchés américains :** Les actions cotées sur plus d'un marché ou sur les bourses prestigieuses sont susceptibles d'être plus liquides et génèrent des gains de suivi plus importants pour les analystes. Lang *et al.* (2003) affirment que les entreprises étrangères cotées aux Etats-Unis sont plus suivies par des analystes financiers que les entreprises cotées sur le marché local uniquement. La cotation sur les marchés prestigieux constitue un outil inébranlable pour attirer les analystes financiers. Par ailleurs, les contraintes informationnelles supplémentaires aux E.U. peuvent contribuer à l'amélioration du niveau et de la qualité de la communication financière des entreprises françaises. Par conséquent, cela permettra d'accroître la capacité prévisionnelle des analystes financiers (Lang et Ludholm, 1996 et Marston, 1997). La cotation sur le marché américain est représentée par une variable indicatrice égale à 1 si l'entreprise est cotée sur le marché américain et 0 sinon.

**La profitabilité :** Des travaux empiriques ont associé le niveau de couverture à la profitabilité. Krische et Lee (2000) ont introduit le ratio market-to-book parmi les déterminants de la couverture des analystes. Ce ratio exprime le rapport entre la valeur du marché de l'entreprise et sa valeur comptable. Ces auteurs rapportent que les analystes accordent plus de recommandations favorables aux titres surévalués. McNichols et O'Brien (1997) affirment pour leur part que les analystes commencent par suivre les titres pour lesquels ils sont optimistes. Nous avons ainsi introduit la valeur du market-to-book parmi nos variables de contrôle suivant Krische et Lee (2000). Nous anticipons une relation positive entre la profitabilité et le nombre d'analystes financiers assurant la couverture des entreprises.

**La proportion des investisseurs institutionnels dans le capital :** Bhushan (1989) atteste que le nombre d'analystes financiers est associé à l'intérêt croissant qu'accordent les investisseurs institutionnels pour l'entreprise. Il obtient une relation positive entre l'actionnariat

institutionnel et le niveau de couverture sur un échantillon de 1409 entreprises américaines cotées. Pour leur part, Ackert et Athanassakos (2003) affirment que les analystes répondent à une demande croissante des investisseurs institutionnels dans leur décision de couvrir les valeurs d'une entreprise. Ils confirment par conséquent les résultats de Bhushan. Nous utilisons la proportion des investisseurs institutionnels étrangers dans le capital pour contrôler le degré de couverture des analystes financiers. Les investisseurs institutionnels étrangers sont des demandeurs permanents d'informations et exigent une transparence croissante. En outre, ils représentent mieux les intérêts des actionnaires minoritaires dans un contexte caractérisé par un actionnariat concentré (Lakhal, 2005). Nous anticipons un signe positif de la relation entre la proportion des investisseurs étrangers dans le capital et le niveau de couverture des analystes.

**Les entreprises déficitaires :** La plupart des analystes financiers trouvent qu'il est difficile de prévoir les résultats d'une entreprise déficitaire. L'étude réalisée par Hope (2003b) montre qu'il existe une relation positive et significative entre cette variable et l'erreur ainsi que la dispersion dans les prévisions des analystes. Les entreprises ayant enregistré des pertes ont une plus grande variabilité de leurs résultats, augmentant l'écart des prévisions des analystes. Cette variable de contrôle prend la valeur 1 si l'entreprise a des résultats négatifs et 0 sinon.

### **3. ECHANTILLON, COLLECTE DES DONNEES ET METHODOLOGIES**

#### **3.1. ECHANTILLON ET COLLECTE DES DONNEES**

Notre échantillon porte sur les entreprises françaises cotées à l'indice SBF 250. Nous partons d'un échantillon de 207 entreprises<sup>1</sup> sur la période 1998 à 2001. Nous avons été contraint de réduire cet échantillon à 190 entreprises pour lesquelles nous avons pu rapporter les codes IBES et Sicovam. Ces codes nous ont permis d'extraire les informations de la base des données I/B/E/S. Faute de données comptables, financières et de données relatives aux prévisions et au nombre d'analystes complètes, nous avons éliminé 36 entreprises. L'échantillon final de l'étude regroupe 154 sociétés. Les données utilisées ont été extraites des bases d'ABC-bourse pour les cours des titres (CD mai 2004) et d'I/B/E/S (*Institutional Brokers Estimate System*) pour les prévisions des analystes financiers (CD janvier 2002).

Les publications volontaires étudiées ici sont les annonces de résultats non obligatoires. La communication financière couvre un champ d'informations très large. Plus particulièrement,

les publications volontaires revêtent plusieurs composantes, dont les résultats comptables. La publication des résultats représente une proportion assez faible de l'information financière globale fournie par les sociétés cotées. Elle contribue, néanmoins, à enrichir l'information financière, essentiellement composée d'éléments comptables. Par ailleurs, la composante « résultat » est un élément indispensable sur lequel reposent les prévisions des analystes financiers ainsi que les anticipations des investisseurs (Gajewski et Quéré, 2001).

La souplesse inhérente à la réglementation des publications des résultats comptables en France permet de déterminer les annonces de résultats non réglementées. La connaissance des informations obligatoires permet en effet de délimiter la communication obligatoire de celle volontaire (Pourtier, 2004). Sur cette base, nous avons recensé trois modalités de publications volontaires des résultats comptables sur le marché français : les publications des résultats trimestriels, les publications des prévisions de résultats (périodiques et annuelles) et les publications des annonces provisoires de résultats, y compris les alertes aux résultats. Ces annonces ont été collectées dans les revues financières quotidiennes<sup>ii</sup>.

Les variables suivantes ont été extraites ou calculées à partir des bases de données. Nous notons entre parenthèses les noms ou codes des éléments utilisés dans le calcul des variables utilisées dans notre étude : 1<sup>er</sup> cours de l'exercice fiscal, bénéfice par action de l'exercice fiscal, le nombre des analystes (NAF), le nombre moyen de révisions (NREV), le nombre de prévisions à l'horizon 0, la prévision moyenne à l'horizon 0, l'erreur moyenne des prévisions à l'horizon 0 (EMP), la prévision moyenne <pondérée> à l'horizon 0, l'erreur moyenne <pondérée> des prévisions à l'horizon 0 (EMPP) et l'écart type des prévisions à l'horizon 0 (DISP)

A partir de cette collecte, nous avons établi les variables à expliquer de nos modèles de régressions (voir tableau 1). Ces variables sont les suivantes :

- Le nombre d'analystes financiers : il est mesuré par le logarithme népérien du nombre d'analystes financiers auquel on additionne 1 ( $\text{Log}(1 + \text{NAF})$ ).
- L'erreur moyenne des prévisions : nous avons calculé l'erreur moyenne des prévisions de deux façons différentes. La première correspond à la moyenne de toutes les prévisions des analystes financiers. Cette façon de calculer les moyennes donne plus d'importance aux analystes qui ont émis le plus de prévisions. La seconde établit les

moyennes des prévisions de chaque analyste puis donne leur prévision moyenne. De cette façon chaque analyste a le même poids dans le calcul de l'erreur moyenne de prévisions quel que soit le nombre d'estimations faites au cours de l'exercice. Nous donnons ici le nom de moyenne pondérée à ce dernier résultat. L'erreur de prévision est égale à la valeur absolue de la différence entre le bénéfice net et la moyenne des prévisions divisée par le cours de l'action au début de l'exercice<sup>iii</sup>. Nous notons que le calcul de l'erreur des prévisions nécessite au moins une prévision.

La dispersion dans les prévisions entre analystes financiers : elle est calculée par l'écart type des prévisions faites par les analystes financiers, divisé par le cours de l'action au début de l'exercice fiscal. Dans notre cas, l'entreprise doit avoir au moins deux prévisions individuelles pour que la dispersion des prévisions puisse être calculée.

**Tableau 1. Définition et mesure des variables**

Variable	Définition	Mesure
Variables dépendantes :		
NAF	Nombre d'analystes financiers	Le nombre d'analystes financiers moyen par entreprise.
EMP	Erreur moyenne des prévisions	La valeur absolue de la différence entre le bénéfice par action réel et la moyenne des prévisions, divisée par le cours de l'action en début de période.
EMPP	Erreur moyenne pondérée des prévisions	La valeur absolue de la différence entre le bénéfice par action réel et la moyenne des prévisions moyennes de chaque analyste financier, divisée par le cours de l'action en début de période
DISP	Dispersion des prévisions	L'écart type des prévisions annuelles des analystes financiers, divisé par le cours en début de période.
DISC	Décision de publication volontaire	Variable muette prenant la valeur 1 si l'entreprise a publié volontairement au moins une fois ses résultats de 1998 à 2001 et 0 sinon.
Variables indépendantes :		
SURPRISE	Variabilité des résultats	La différence entre le BPA de l'exercice encours et celui de l'exercice précédent rapportée au BPA de l'exercice précédent.
LOSS	Entreprises déficitaires	Variable muette prenant la valeur 1 si l'entreprise est déficitaire et 0 sinon.
NREV	Nombre moyen de révisions	Le nombre moyen d'estimations déduit de la première estimation des résultats.
FLOAT	Structure de propriété	La part des actions dispersée dans le public.
CONTROL	Actionnariat contrôlé	Variable muette prenant la valeur 1 s'il existe un contrôle exercé sur la firme et 0 sinon.
FORII	Investisseurs institutionnels étrangers	Pourcentage d'actions détenues par les investisseurs institutionnels étrangers.
LOGTA	Taille de l'entreprise	Logarithme du total actif.
USQUOT	Cotation sur le marché américain	Variable muette égale à 1 si l'entreprise est cotée sur le marché américain et 0 sinon.
LEVERAGE	L'endettement	Le total des dettes à long terme divisé par le total actif.
ROA	Profitabilité	La rentabilité des capitaux investis.
MTB	Market-to-book	La valeur de marché divisée par la valeur comptable de l'entreprise

### 3.2. METHODOLOGIES

Avant d'examiner la relation entre le nombre d'analystes financiers et la décision de publication volontaire, nous avons identifié l'éventuelle présence du problème d'endogénéité des variables. Pour ce faire, nous avons utilisé le test de Durbin-Wu-Hausman de Davidson et Mckinnon (1993). Les résultats du test de Durbin-Wu-Hausman révèlent que les résidus de l'équation d'origine sont significatifs. Ceci implique que nous devons utiliser un modèle d'équations simultanées afin d'identifier les interactions entre le niveau de couverture par les analystes et la décision de publication volontaire. Nous estimons ce modèle par la méthode des triples moindres carrés<sup>iv</sup>. Le modèle d'équations simultanées à estimer se présente donc comme suit :

$$\begin{aligned} \text{LOG}(1 + \text{NAF}) = & \beta_1 \text{DISC} + \beta_2 \text{SURPRISE} + \beta_3 \text{LOGTA} \\ & + \beta_4 \text{USQUOT} + \beta_5 \text{MTB} + u_2 \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{DISC} = & \alpha_1 \text{LOG}(1 + \text{NAF}) + \alpha_2 \text{FLOAT} + \alpha_3 \text{LOGTA} \\ & + \alpha_4 \text{LEV} + \alpha_5 \text{USQUOT} + \alpha_6 \text{HIGHTECH} + u_1 \end{aligned} \quad (2)$$

Avec,

DISC	= Publication volontaire	MTB	= Market-to-book
Log(1+NAF)	= Nombre d'analystes financiers	LEVERAGE	= Endettement
DISP	= Dispersion des prévisions	QUOT	= Cotation aux E.U.
FLOAT	= Flottant	HIGHTECH	= Secteur des high-tech
LOGTA	= Taille de l'entreprise	SURPRISE	= Surprise au résultat

Nous notons toutefois, l'absence d'effet simultané entre l'erreur, la dispersion des prévisions et la décision de la publication volontaire. Le test d'endogénéité montre que les résidus ne sont pas significatifs. Par conséquent, nous estimons les deux équations de l'erreur et de la dispersion des prévisions par la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous déterminons ainsi la contribution des publications volontaires à expliquer l'erreur des prévisions et la dispersion entre les prévisions des analystes financiers. Ces équations se présentent comme suit :

$$\begin{aligned} \text{EMP} = & \mu_0 + \mu_1 \text{DISC} + \mu_2 \text{DISP} + \mu_3 \text{SURPRISE} + \mu_4 \text{LOSS} \\ & + \mu_5 \text{LOGTA} + \mu_6 \text{NREV} + u_3 \end{aligned}$$

$$DISP = \lambda_0 + \lambda_1 DISC + \lambda_2 SURPRISE + \lambda_3 LOSS + \lambda_4 LOGTA \\ + \lambda_5 NREV + u_3$$

## 4. ANALYSE DES RESULTATS

### 4.1. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Notre échantillon présente 57,1% d'entreprises ayant décidé au moins une fois de publier volontairement leurs résultats sur la période 1998 à 2001. 13% des firmes de notre échantillon sont cotées au Etats-Unis (tableau 2). L'utilisation de cette variable est fortement recommandée dans les études empiriques dont celles de Debreceeny *et al.* (2002), et Xiao *et al.* (2004) dans la mesure où l'environnement informationnel est différent des autres pays de l'Europe continentale. La structure de propriété est majoritairement contrôlée soit par des familles soit par des investisseurs institutionnels (généralement des banques). Nous avons introduit des variables indicatrices des secteurs d'activité dans lesquels opèrent les entreprises présélectionnées. Les entreprises appartenant au secteur des hautes technologies représentent 18,2% de l'échantillon total. Nous avons gardé pour nos analyses uniquement la variable binaire représentant le secteur des hautes technologies. L'étude menée dans le chapitre précédent révèle que les variables sectorielles ne sont pas significativement associées à la décision de publication volontaire des résultats. Le secteur des hautes technologies se caractérise par une fluctuation importante de ses résultats. Par ailleurs, les entreprises appartenant à ce secteur sont plus difficiles à évaluer par les analystes que les autres (Bhushan, 1989 ; Marston, 1997).



## Tableau 2. Statistiques des variables nominales

Les statistiques descriptives sont basées sur un échantillon de 154 entreprises cotées à l'indice SBF250, les fréquences et les proportions des variables nominales sont rapportées dans ce tableau. DISC est égale à 1 si l'entreprise décide de publier une annonce volontaire des résultats et 0 sinon, représente les firmes cotées sur le marché américain, USQUOT est égale à 1 si l'entreprise est cotée sur le marché américain et 0 sinon. CONTROL prend la valeur 1 si l'entreprise est contrôlée, HIGHTECH est égale à 1 si l'entreprise appartient au secteur des hautes technologies et 0 sinon, et LOSS indique les entreprises déficitaires.

	Variable	Fréquence	Pourcentage	Total
<b>DISC</b>	Publication	88	57,1%	154
	Pas de publication	66	42,9%	
<b>USQUOT</b>	Cotée aux E.U.	20	13%	154
	Non cotée aux E.U.	134	87%	
<b>CONTROL</b>	Contrôlée	125	81,8%	154
	Non contrôlée	29	18,2%	
<b>HIGHTECH</b>	Hautes technologies	28	18,2%	154
	Autres industries	126	81,8%	
<b>LOSS</b>	Déficitaires	14	9,09%	154
	Non déficitaires	140	90,91%	

Le tableau 3 décrit les entreprises de notre échantillon. Le panel A de ce tableau regroupe les statistiques des variables dépendantes. Le nombre moyen d'analystes financiers assurant la couverture d'une entreprise est de 18,2 analystes. Hope (2003a) a mené une étude sur un échantillon de 20 pays et a classé la France en septième position avec un nombre moyen de 22,4 analystes sur la base d'un échantillon de 72 entreprises françaises. Les Pays-Bas se trouvent en première position avec un nombre moyen d'analyses de 29,5 suivis de l'Allemagne avec 28,8 analystes ; viennent ensuite la Suisse 24,8 et Singapour, l'Espagne et Hong-Kong avec respectivement 23,4 ; 23,2 ; et 23,1. La valeur moyenne (médiane) de l'erreur de prévisions moyenne est de 0,07 (0,03) du prix du titre. La dispersion moyenne des prévisions est de l'ordre de 0,54 du prix du titre. En ce qui concerne les variables de contrôle, le niveau médian de la variabilité des résultats est de l'ordre de 20%. Le nombre de révisions rapporté au nombre d'analystes financiers est égal en moyenne à 0,09.

### Tableau 3. Statistiques descriptives de l'échantillon total

Ce tableau indique les statistiques descriptives de l'échantillon total (154 entreprises). Le panel A représente les caractéristiques des variables dépendantes. Le Panel B regroupe celles des variables explicatives. NAF est le nombre des analystes financiers, EMPP est l'erreur moyenne pondérée des prévisions, EMP est l'erreur moyenne des prévisions, DISP est l'écart type des prévisions des analystes financiers. SURPRISE représente la variabilité des résultats d'une année à une autre, NREV est le nombre de révisions des estimations par les analystes financiers, FLOAT est le pourcentage du capital dispersé dans le public, MTB est le ratio du prix du titre sur le marché par rapport à sa valeur comptable, FORII est le pourcentage des actions détenues par les investisseurs institutionnels étrangers, LOGTA est le Log du total actif, et LEVERAGE est le total dettes à long terme sur total actif.

	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Minimum	Maximum	Quartile 25%	Quartile 75%
<b>Panel A : Les variables dépendantes</b>							
<b>NAF</b>	18,2	15	13,539	1	57	6,75	27
<b>EMPP</b>	0,0367	0,0079	0,1201	0	1,240	0,0028	0,0223
<b>EMP</b>	0,0732	0,03179	0,2002	0,0011	1,910	0,0172	0,0553
<b>DISP</b>	0,5486	0,0719	1,5136	0	14,00	0,0168	0,3264
<b>Panel B : Les variables de contrôle</b>							
<b>SURPRISE</b>	0,8456	0,2036	9,4773	-11,6145	116,142	-0,0538	0,500
<b>NREV</b>	0,0918	0,040	0,152	0,00	1,39	0,020	0,0925
<b>FLOAT</b>	0,2730	0,2360	0,1750	0,00	0,869	0,1587	0,3540
<b>MTB</b>	0,6816	0,5144	0,6819	-2,1129	3,9339	0,3297	0,8261
<b>FORII</b>	0,1589	0,1076	0,1666	0,00	0,688	0,0401	0,2089
<b>LOGTA</b>	7,2368	6,8604	1,8525	3,8916	11,8289	5,8770	8,5982
<b>LEVERAGE</b>	173,73	14,02	499,45	0	4657	3,49	90,96

Le tableau 4 présente la matrice des corrélations bi-variées. Celle-ci rapporte les relations entre les variables dépendantes et leurs variables explicatives respectives. Le tableau montre que l'offre volontaire des résultats est corrélée positivement avec le nombre des analystes financiers au seuil de 1%. Par ailleurs, il existe une relation négative entre la politique de publication et la dispersion des prévisions et l'erreur. Ces résultats préliminaires sont cohérents avec nos hypothèses. La corrélation des coefficients n'est toutefois pas très grande (0,21 et 0,17 respectivement). Ce résultat conforte l'idée selon laquelle les publications volontaires des résultats occupent juste une partie de l'information globale que les analystes financiers utilisent.

#### Tableau 4. La matrice des corrélations

Ce tableau rapporte la matrice des corrélations. NAF est le nombre des analystes financiers, EMPP est l'erreur moyenne pondérée des prévisions, EMP est l'erreur moyenne des prévisions, DISP est l'écart type des prévisions des analystes rapporté au cours de l'action. DISC représente la décision de publication, NREV est le nombre de révisions des estimations par les analystes financiers, SURPRISE représente la variabilité des résultats d'une année à une autre, LOSS représente l'entreprise déficitaire, LOGTA est le Log du total actif, USQUOT représente la cotation aux E.U., LEVERAGE est le total dettes à long terme sur total actif, MTB est le ratio du prix du titre sur le marché par rapport à sa valeur comptable, FLOAT est le pourcentage du capital dispersé dans le public, et FORII est le pourcentage des actions détenues par les investisseurs institutionnels étrangers. \*\*\*, \*\*, \* La corrélation est significative aux seuils de 1%, 5% et 10%.

	EMPP	EMP	ETP	DISC	NREV	SURPRISE	LOSS	LOGTA	USQUOT	LEVERAGE	MTB	FLOAT	FORII
NAF	-0,189 0,030**	0,032 0,716	-0,045 0,585	0,392 0,000***	0,264 0,001***	-0,068 0,401	0,045 0,575	0,665 0,000***	0,282 0,000***	0,440 0,000***	-0,047 0,562	0,130 0,108	0,202 0,012**
EMPP	1	0,389 0,000***	-0,45 0,000***	-0,256 0,001***	-0,101 0,213	0,383 0,000***	0,152 0,061*	-0,089 0,273	-0,077 0,340	-0,076 0,353	0,035 0,667	-0,019 0,813	-0,109 0,179
EMP		1	0,086 0,330	-0,171 0,034**	-0,112 0,167	-0,048 0,556	0,172 0,033**	-0,053 0,511	-0,065 0,426	-0,065 0,425	0,087 0,285	0,003 0,966	-0,090 0,270
ETP			1	-0,211 0,008***	-0,118 0,144	-0,002 0,979	-0,026 0,746	0,072 0,375	0,013 0,877	0,019 0,819	0,081 0,320	-0,022 0,789	-0,059 0,466
DISC				1	0,234 0,003***	-0,079 0,329	-0,137 0,090	0,317 0,000***	0,296 0,000***	0,111 0,171	-0,010 0,905	0,196 0,015**	0,388 0,000***
NREV					1	-0,028 0,731	0,042 0,604	0,229 0,004***	0,027 0,739	0,109 0,180	0,027 0,736	-0,022 0,788	0,017 0,835
SURPRISE						1	-0,057 0,481	-0,077 0,342	-0,023 0,777	-0,024 0,771	0,001 0,992	-0,044 0,592	-0,059 0,471
LOSS							1	-0,003 0,974	-0,055 0,498	-0,038 0,643	-0,033 0,681	0,111 0,171	0,016 0,842
LOGTA								1	0,394 0,000***	0,594 0,000***	-0,027 0,738	0,064 0,430	0,235 0,003***
USQUOT									1	0,416 0,000***	0,230 0,004***	0,030 0,711	0,261 0,001***
LEVERAGE										1	0,034 0,681	0,061 0,454	0,086 0,291
MTB											1	-0,042 0,606	0,081 0,317
FLOAT												1	0,060 0,460

## **4.2. ANALYSE MULTI-VARIEE ET DISCUSSION DE RESULTATS**

### **4.2.1. La relation entre la couverture des analystes et la publication volontaire des résultats**

Nous avons commencé par estimer le modèle de régression linéaire de la couverture des analystes financiers par la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous avons ainsi testé l'impact de la variable publication (DISC) sur le niveau de couverture par les analystes financiers. Le coefficient de la variable représentant le choix de publication volontaire est positif et significatif au seuil de 1%. L'estimation du modèle d'équations simultanées entre le nombre d'analystes financiers et la décision de publication volontaire donne des résultats cohérents avec ceux de la régression linéaire. Les résultats présentés dans le tableau 5 indiquent que la publication volontaire explique le niveau de couverture par les analystes financiers. En effet, la régression par les triples moindres carrés montre qu'il existe une relation positive et significative entre le nombre d'analystes et le choix de publier volontairement les résultats. Les analystes financiers sont attirés par les entreprises transparentes sur leurs performances. Les coûts de recherches d'informations par les analystes sont atténués lorsque l'entreprise fournit régulièrement des informations volontaires de leurs résultats. Ce résultat converge avec celui trouvé par Hope (2003a) dans un contexte international. L'auteur déduit que les analystes suivent davantage les entreprises qui publient des informations additionnelles. Par ailleurs, d'après Tucker (2005), et Healy *et al.* (1999), la politique de publication a tendance à réduire les coûts de la recherche de l'information et d'attirer les analystes financiers. Notre première hypothèse est donc corroborée, il existe bien une relation positive et significative entre la décision de publication volontaire et le nombre d'analystes financiers.

La relation de causalité dans le sens inverse montre que le nombre d'analystes financiers ne semble pas influencer en retour la décision de publication volontaire. Ce résultat rejoint celui trouvé par Hope (2003a) qui a été le premier à avoir testé l'effet simultané entre ces deux variables. Lang et Lundholm (1996) ont conclu également à l'absence d'effet simultané en montrant qu'il n'existe pas de problème d'endogénéité de la couverture par les analystes financiers. Le coefficient de la variable nombre d'analystes financiers est statistiquement non significatif dans l'équation de la décision de publication volontaire. Nous déduisons qu'il n'existe pas de relation de causalité entre les deux variables. Par conséquent, le choix de publication volontaire des résultats influence, mais ne semble pas être influencé par le nombre d'analystes financiers qui assurent le suivi de l'entreprise. La relation positive entre le niveau

de couverture par les analystes financiers et les publications volontaires des résultats converge avec l'idée exposée par Lang et Lundholm (1996) selon laquelle les publications volontaires ne sont pas des substituts aux services des analystes.

Par ailleurs, les résultats montrent que le nombre d'analystes financiers s'accroît à mesure que la taille de l'entreprise augmente. Le coefficient de la taille d'entreprise est positif et significatif au seuil de 1% aussi bien dans les régressions par moindres carrés ordinaires que par triples moindres carrés. Ce résultat indique que la taille est un déterminant primordial du niveau de couverture par les analystes financiers. Il coïncide avec les résultats des travaux antérieurs réalisés dans d'autres pays par Lang et Lundholm (1996) et Lang *et al.* (2003) aux Etats-Unis ; Hope (2003a) dans un contexte international, et Marston (1997) en Grande Bretagne. Les résultats des régressions multivariées montrent également que les analystes sont attirés par les entreprises dont la variabilité des résultats est faible. Autrement dit, ils préfèrent suivre les valeurs des sociétés aux résultats prévisibles. Il existe en effet une relation négative entre la surprise à l'annonce des résultats réels et le nombre d'analystes financiers couvrant les valeurs de l'entreprise. Ce résultat concorde avec celui trouvé par Lang *et al.* (2003 et 2004). D'après ces auteurs, le risque d'erreur des analystes croît avec l'incertitude. Cependant, l'effet de la surévaluation des entreprises et leur cotation sur le marché américain sur la couverture par les analystes financiers est non significatif. Il semble, de ce fait, que la taille de l'entreprise absorbe les effets de ces deux variables.

Le tableau 5 présente également les résultats de la régression par triples moindres carrés pour le modèle de la décision de publication volontaire des résultats. Ce modèle a introduit des variables explicatives de la décision de publication volontaire. Elles se résument à la structure de propriété (part du capital acquis par le public ou flottant), la propriété des investisseurs institutionnels étrangers, l'endettement, une variable indicatrice du secteur d'activité des hautes technologies et la cotation sur le marché américain.

Les résultats montrent que la publication volontaire est associée positivement à la dispersion du capital dans le public. Les entreprises à capital diffus sont, par conséquent, plus susceptibles de publier volontairement leurs comptes. Cette thèse a été étayée par plusieurs études empiriques dont celles de Gelb (2000) et Chau et Gray (2002). La dispersion du capital est souvent rattachée à l'existence d'investisseurs institutionnels. Plus particulièrement, les investisseurs institutionnels étrangers détiennent souvent des parts importantes. Etant donné que la concentration du capital caractérise la majorité des entreprises cotées en France, la présence de cette catégorie d'investisseurs devra assurer une meilleure garantie des intérêts des minoritaires. Les résultats des régressions montrent que les publications volontaires des

résultats sont associées positivement et de façon significative à la propriété des investisseurs institutionnels étrangers. La relation entre la cotation sur le marché américain et la publication volontaire des résultats est positive et statistiquement significative. L'appartenance au secteur des hautes technologies influence positivement la décision de publication volontaire. Ces résultats sont en ligne avec la littérature antérieure (Xiao *et al.* 2004 ; Dereceny *et al.* 2002 ; Depoers, 2000 ; Miller et Piotroski, 2000 ; Dumontier et Raffournier, 1998 ; et Kasznik et Lev, 1995). Enfin, la probabilité de publication volontaire est associée négativement à l'endettement. L'endettement est ainsi considéré comme un substitut à la publication volontaire (Eng et Mak, 2003). En présence de dettes, les coûts découlant de l'exploitation des bénéfices privés par les dirigeants sont réduits.

**Tableau 5. Régressions multi variées : La relation entre la couverture des analystes et la publication volontaire des résultats**

Ce tableau présente les régressions avec MCO et triples moindres carrées. Log (1+NAF) est logarithme du nombre des analystes financiers + 1, DISC représente la décision de publication, SURPRISE représente la variabilité des résultats d'une année à une autre, MTB est le ratio du prix du titre sur le marché par rapport à sa valeur comptable, LOGTA est le Log du total actif, USQUOT représente la cotation aux E.U., et FORII est le pourcentage des actions détenues par les investisseurs institutionnels étrangers. . \*\*\*, \*\*, \* La corrélation est significative au seuils de 1%, 5% et 10%.

	OLS		3SLS			
	Log(1+NAF)		Log(1+NAF)		DISC	
	<i>Coef.</i>	<i>t de Student</i>	<i>Coef.</i>	<i>t de Student</i>	<i>Coef.</i>	<i>t de Student</i>
<b>Constante</b>	0,793***	(3,62)	0,744***	(3,12)		
<b>DISC</b>	0,399***	(3,12)	0,631***	(2,80)		
<b>SURPRISE</b>	-0,002*	(-1,74)	-0,001	(-0,32)		
<b>MTB</b>	-0,098	(-1,23)	-0,095	(-1,20)		
<b>LOGTA</b>	0,236***	(7,86)	0,226***	(6,59)	0,089	(0,64)
<b>USQUOT</b>	-0,110	(-0,66)	-0,159	(-0,83)	0,238**	(2,07)
<b>FORII</b>	0,007	(0,20)			0,787***	(3,19)
<b>Log (1+NAF)</b>					0,02	(0,05)
<b>FLOAT</b>					0,364**	(1,98)
<b>HIGHTECH</b>					0,275***	(3,17)
<b>LTDPETA</b>					-0,001*	(-1,73)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,390		0,393		0,362	
<b>Chi2</b>	37,57 (0,000)		96,94 (0,000)		83,94 (0,000)	

#### **4.2.2. La relation entre les caractéristiques des prévisions des analystes financiers et la publication volontaire des résultats**

Les relations entre les publications volontaires des résultats et l'erreur ainsi que la dispersion des prévisions des analystes financiers ont fait l'objet de régressions par moindres carrés ordinaires. L'objectif étant de mesurer l'incidence des annonces volontaires des résultats sur l'erreur et la dispersion des prévisions. Ces deux dernières variables sont utilisées comme des *proxies* de l'asymétrie d'information.

Les résultats des régressions sont présentés dans le tableau 6. Nous soulignons que les statistiques des coefficients (*t de Student*) obtenues ont été corrigées de l'hétéroscédasticité par la méthode de White. Les résultats montrent que les erreurs de prévisions ainsi que l'écart type des prévisions des analystes financiers sont associés négativement et de façon significative à la publication volontaire des résultats. Ce résultat traduit la capacité des publications d'informations additionnelles d'agir sur le comportement des analystes. Ce type de publications permet, en effet, aux analystes de réviser et de corriger leurs anticipations de bénéfique par action de façon à réduire l'écart entre l'estimation émise et le résultat réel.

Les résultats établissent également qu'il y a moins de divergence entre les estimations des analystes pour cause d'une information commune. Ceci est de nature à limiter la recherche d'une information privée pouvant accroître les disparités dans les rapports des différents analystes. Les études de Lang et Lundholm (1996) et de Hope (2003b), parmi d'autres, ont abouti aux mêmes résultats. Elles confirment l'idée que la publication d'informations financières est un outil particulièrement déterminant des caractéristiques des prévisions des analystes financiers. Ces auteurs stipulent que les informations fournies par les entreprises sont *utiles* pour les analystes financiers.

En tant que prescripteurs de l'entreprise, les analystes ont besoin d'informations régulières et constamment réactualisées de la part des dirigeants pour qu'ils puissent évaluer la valeur de l'entreprise à bon escient. Plus l'analyste dispose d'informations pour évaluer une entreprise et moins il risque de donner des estimations divergentes de la réalité. Bien que l'information relative aux résultats comptables constitue une petite proportion de l'ensemble des informations communiquées par les entreprises, elle est susceptible d'agir sur les anticipations du marché. Ces résultats vont dans le sens attendu de nos deux hypothèses. Il en déduit que la dispersion et l'erreur sont réduites à mesure que la probabilité de diffuser des résultats augmente.

Les variables relatives aux caractéristiques des prévisions des analystes financiers mesurent l'asymétrie d'information. A cet effet, plus les disparités augmentent entre les prévisions des



analystes financiers, plus il y a un écart informationnel entre l'entreprise et ses partenaires. Par ailleurs, plus l'estimation des prévisions des analystes s'éloigne du bénéfice réel, plus l'asymétrie d'information est importante. Une erreur faible traduit la capacité des participants au marché à former une estimation précise et exacte de la valeur actuelle de l'entreprise mais aussi de ses perspectives futures. Les résultats auxquels nous avons abouti montrent que l'erreur et la dispersion des prévisions sont plus faibles lorsque l'entreprise décide de publier volontairement ses résultats. Il en découle que la publication volontaire contribue à la réduction de l'asymétrie d'information. Ce constat s'inscrit dans la lignée de la prédiction de Verrecchia (2001). Ce dernier atteste que la publication devient efficace à mesure qu'elle agit sur les anticipations des agents économiques, dont les analystes financiers et les investisseurs institutionnels. Les dirigeants peuvent donc être amenés à publier volontairement leurs résultats afin de réduire l'asymétrie d'information.

Nous avons introduit des variables de contrôle dans nos modèles de régressions linéaires pour expliquer davantage la variation de l'erreur mais aussi de la dispersion des prévisions entre analystes. Nous observons une relation positive entre l'erreur des prévisions et la variabilité des résultats. Lorsque les résultats de l'entreprise sont difficilement prévisibles, les analystes ont tendance à se tromper dans leurs estimations de résultats. Ce constat indique une erreur significative dans les prévisions des analystes financiers. Partant, la surprise peut expliquer la précision des prévisions des analystes. Ceci va dans le sens des résultats trouvés par Huberts et Fuller (1995). Les analystes proposent des estimations optimistes du bénéfice par action pour les entreprises dont les fluctuations de leurs résultats sont importantes. Hope (2003b) a également montré qu'il existe une relation positive entre les erreurs de prévisions des analystes et la variabilité des résultats. Le modèle de l'erreur fait enfin apparaître une relation négative entre l'erreur des révisions et les pertes enregistrées. Nous remarquons que les entreprises déficitaires ont des erreurs plus considérables que les entreprises bénéficiaires. Les analystes financiers éprouvent des difficultés à prévoir les résultats des entreprises enregistrant des résultats négatifs. Ce résultat accrédite l'hypothèse testée et vérifiée par Hope (2003b).

L'écart type des prévisions entre analystes financiers est rattaché positivement à la taille de l'entreprise. Celle-ci était présumée être un déterminant primordial du nombre d'analystes financiers, il est donc évident qu'une couverture élevée par les analystes financiers est susceptible de provoquer une plus grande dispersion dans les prévisions. En effet, plus le nombre d'analystes financiers augmente, plus il est probable d'avoir des divergences dans

leurs prévisions. Deux raisons expliquent ce constat d'après Bhushan (1989). La première est due au fait que les analystes sont supposés traiter des informations privées disparates. La seconde tient au fait qu'ils utilisent différents modèles dans l'établissement de leurs prévisions.

Le nombre de révisions faites par les analystes a été introduit comme variable de contrôle pour maîtriser l'effet d'asymétrie d'information sur le marché. Le nombre de révisions est un indicateur qui n'a pas été utilisé, à notre connaissance, dans les études antérieures. Il peut traduire les décisions des entreprises émettrices, qui offrent une information régulière et précise en vue de réduire l'asymétrie d'information. Les résultats présentés dans le tableau 6 montrent que le nombre de révisions est associé de façon significative et négative à la dispersion dans les prévisions des analystes. Ce résultat montre que, plus le nombre de révisions augmente, moins il y a de divergences dans les rapports des analystes. De ce fait, l'asymétrie d'information a tendance à baisser.

Nous signalons enfin que nous avons conduit des régressions pour les modèles de l'erreur et de la dispersion des prévisions en contrôlant le secteur des hautes technologies. Il s'agit d'une variable muette égale à 1 si la société appartient au secteur des hautes technologies et 0 sinon. En effet, d'après Bhushan (1989), le secteur d'activité d'une entreprise peut influencer la précision des estimations des analystes ainsi que la dispersion de leurs prévisions. Les entreprises appartenant au secteur des hautes technologies sont difficiles à évaluer, étant donné que leurs résultats sont volatiles et leurs perspectives de rentabilité incertaines. Les résultats non reportés ici, montrent que le coefficient de cette variable est non significatif. L'appartenance sectorielle ne semble pas avoir d'impact sur la capacité prédictive des analystes financiers.

**Tableau 6. Régression linéaire de l'erreur moyenne pondérée et de la dispersion des prévisions des analystes financiers**

Ce tableau présente les régressions avec MCO de l'erreur des prévisions et de la dispersion dans les prévisions entre analystes. DISC représente la décision de publication, SURPRISE représente la variabilité des résultats d'une année à une autre, LOGTA est le Log du total actif, USQUOT représente la cotation aux E.U., LOSS représente les entreprises déficitaires, et NREV est le nombre de révisions des estimations par les analystes financiers. \*\*\*, \*\*, \* La corrélation est significative au seuils de 1%, 5% et 10%.

	Erreur moyenne pondérée		Dispersion des prévisions	
	OLS		OLS	
	<i>Coef.</i>	<i>t de Student</i>	<i>Coef.</i>	<i>t de Student</i>
<b>Constante</b>	0,049	(1,39)	0,107	(0,40)
<b>DISC</b>	-0,047***	(-2,42)	-0,784***	(-2,67)
<b>SURPRISE</b>	0,004***	(5,10)	-0,002	(-1,11)
<b>LOGTA</b>	0,001	(0,22)	0,135***	(2,65)
<b>USQUOT</b>	-0,002	(-0,10)	0,105	(0,48)
<b>LOSS</b>	0,061**	(2,00)	-0,298	(-0,89)
<b>NREV</b>	-0,037	(-0,71)	-0,817**	(-1,98)
<b>R2</b>	0,220		0,071	
<b>Chi2</b>	59,07 (0,000)		6,14 (0,000)	

## 5. CONCLUSION

La relation entre les publications volontaires des résultats, le niveau de couverture par les analystes financiers et les caractéristiques de leurs prévisions a fait l'objet de très peu d'études dans le monde. Les résultats obtenus sur des contextes internationaux ou aux Etats-Unis montrent que la publication d'informations additionnelles améliore la couverture des analystes financiers, corrige les erreurs de leurs prévisions et réduit la dispersion dans les prévisions entre analystes. Nous avons testé, dans le contexte français, comment les annonces volontaires de résultats affectent l'activité et les prévisions des analystes financiers.

Les principaux résultats auxquels nous avons abouti montrent que les analystes choisissent de suivre davantage les entreprises qui fournissent régulièrement des résultats au marché. Ce résultat implique que les analystes financiers offrent leurs services en réponse à une bonne réputation de l'entreprise en matière de communication financière afin de réduire les coûts de recherche des informations privées. Nous prouvons également que les caractéristiques des prévisions sont associées positivement à la précision des prévisions et négativement à la dispersion des prévisions entre analystes. Les divergences de croyances sont atténuées par l'amélioration de la précision des informations partagées. Ces résultats suggèrent que les dirigeants sont susceptibles de publier volontairement leurs résultats afin de réduire l'asymétrie d'information sur le marché.

La publication volontaire des résultats apparaît ainsi comme un déterminant essentiel de la précision et de la dispersion des prévisions des analystes financiers. Elle est donc utile pour ces derniers. L'entreprise peut être considérée comme une source essentielle d'information pour les analystes dans l'établissement de leurs prévisions. Par conséquent, les investisseurs ont eux-mêmes des croyances plus précises et moins disparates sur les performances futures de l'entreprise. Le comportement des analystes approche en effet celui du marché.

## **Bibliographie :**

- Ackert L. Athanassakos G. (2003), "A Simultaneous Equations Analysis of Analysts' Forecast Bias, Analyst Following, and Institutional Ownership", *Journal of Business, Finance and Accounting*, 30, n°7-8, p. 10-17
- Adrem A.H. (1999), "Essays on Disclosure Practices in Sweden: Causes and Effects", Lund University Press, Lund, Suède
- Ajinkya B. B. Gift M. J. (1984), "Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations", *Journal of Accounting Research*, 22, n°2, p. 425-444
- Ang, J. S., Ciccone S. J., (2001), "Analyst Forecasts and Stock Returns", *Working paper*, University of New Hampshire
- Atiase R.K. Bamber L.S. (1994), "Trading Volume Reaction to Annual Accounting Earnings announcements", *Journal of Accounting and Economics*, 17, p. 309-329
- Barron O.E. O.C. Kile T.B. O'Keefe (1999), "MD&A Quality as Measured by the SEC and Analysts' Earnings Forecasts", *Contemporary Accounting Research*, 16, n°1, p. 75-109
- Bhushan R. (1989), "Firm Characteristics and Analyst Following", *Journal of Accounting and Economics*, 11, n°2-3, p. 255-274
- Bricker, R. Previts G. Robinson T. Young S. (1995), "Financial Analyst Assessment of Earnings Quality", *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 19, n°3, p. 541-554
- Bushman R. Piotroski J. Smith A. (2004), "What determines Corporate Transparency?", *Journal of Accounting Research*, 42, n°2, p. 207-452
- Chang, J.J. T. Khanna K.G. Palepu (2000), "Analyst Activity Around the World", *Working paper*, University de Pennsylvania and Harvard
- Chau G.K., Gray S.J., (2002), "Ownership Structure and Corporate Voluntary Disclosure in Hong Kong and Singapore", *The international Journal of Accounting*, 37, n°2, p. 247-265
- Christie A. A. (1987), "On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research", *Journal of Accounting and Economics*, n°9, p. 231-258
- Chung K. H. Jo H. (1996), "The Impact of Security Analysts' Monitoring and Marketing Functions on the Market Value of Firms", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, n°4, p. 493-512

- Davidson R. McKinnon J. (1993), "Estimation and Inference in Econometrics Oxford University Press De Melo, Jaime and James Tybout (1986) : The Effect of Financial Liberalisation on Savings and Investment in Uruguay", *Economic Development and Cultural Change*, p. 561-586
- Debreceeny R. Gray G. L. Rahman A. C. (2002), "The Determinants of Internet Financial Reporting", *Journal of Accounting and Public Policy*, 21, P. 371–394
- Depoers F. (2000), "A cost benefit study of voluntary disclosure: Some empirical evidence from French listed companies", *European Accounting Review*, 9, n°2, p. 245-263
- Doukas J.A McKnight P.J. Pantzalis C. (2005), "Security Analysis, Agency Costs, and UK Firm Characteristics", *International Review of Financial Analysis*, 14, n°5, p. 493-507
- Dumontier P. Raffournier B. (1998), "Why Firms Comply Voluntarily with IAS: An Empirical Analysis with Swiss Data", *Journal of International Financial Management and Accounting*, 9, n°3, p. 216-245
- Eng, L.L. H.K. Teo (2000), "The Relation between Annual Report Disclosures, Analysts' Earnings Forecasts and Analyst Following: Evidence from Singapore", *Pacific Accounting Review*, 11, n°2, p. 219-239
- Eng L.L. Mak Y.T. (2003), "Corporate Governance and Voluntary Disclosures", *Journal of Accounting and Public Policy*, 22, p. 325-345
- Gajewski J.F. Quéré B. (2001), "The Information Content of Earnings and Turnover Announcements in France", *The European Accounting Review*, 10, pp. 679-704
- Grossman S. (1981), "The informational Role of Warranties and Private Disclosure about Product Quality", *The Journal of Law and Economics*, p. 461-485
- Healy P. Hutton A. Palepu K. (1999), "Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure", *Contemporary Accounting Research*, 16, p. 485-520
- Hope O.-K. (2003a), "Analyst Following and the Influence of Disclosure Components, IPOs, and Ownership Concentration", *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 10, n°2, p. 117-141
- Hope O.-K. (2003b), "Financial Level Disclosures and the Relative Roles of Culture and Legal Origin", *Journal of International Financial Management and Accounting*, 14, p. 218-248
- Huberts L. C. Fuller R.J. (1995), "Predictability Bias in the U.S. Equity Market", *Financial Analysts Journal*, p. 12-28

- Hwang L. S. Jan C. J. Basu S. (1998), "International Variation in Accounting Measurement Rules and Analysts' Earnings Forecast Errors", *Journal of Business, Finance and Accounting*, 25, n°9/10, p. 1207-1247
- Imhoff E.E, Lobo G.J. (1992), "The Effect of Ex Ante Earnings Uncertainty on Earnings Response Coefficients", *The Accounting Review*, 67, p. 427-439
- Kasznik R. Lev B. (1995), "To Warn or not to Warn: Management Disclosures in the Face of an Earnings Surprise", *The Accounting Review*, 70, n°1, p. 113-134
- Krische S.D. Lee C.M. (2000), "The Information Content of Analyst Stock Recommendations", *Working paper*, Johnson Graduate School of Management, Cornell University
- Lakhal F. (2005), "Voluntary earnings disclosures and corporate governance: Evidence from France", *The Review of Accounting and Finance*, 4, n°3, p. 64-85
- Lang M. Lundholm R. (1996), "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behaviour", *The Accounting Review*, 71, n°4, p. 467-493
- Lang M. H. Lins K.V. Miller D.P. (2003), "ADRs, Analysts, and Accuracy: Does Cross-Listing in the U.S. Improve of Firm's Information Environment and Increase Market Value?", *Journal of Accounting Research*, 41, n°2, p. 317-345
- Lang M. H. Lins, K.V. Miller D.P. (2004), "Concentrated Control, Analyst Following, and Valuation: Do Analysts Matter Most when Investors are Protected Least?", *Journal of Accounting Research*, 42, n°3, p. 589-623
- Lees F. (1981), "Public Disclosure of Corporate Earnings Forecasts", *Conference Board Report* n°804, New-York
- Marston C. (1997), "Firm Characteristics and Analyst Following in the UK, British" *The Accounting Review*, p. 335-347
- McNichols M.F. P.C. O'Brien (1997), "Self-selection and Analyst Coverage", *Journal of Accounting Research*, 35, p. 167-199
- Milgrom P. R. (1981), "Good News Bad News: Representation Theorems and Applications", *The Bell Journal of Economics*, 12, pp. 380-391
- Miller G. S. Piotroski J. D. (2000), "Forward-looking Earnings Statements: Determinants and Market Response", *Working paper*, Universities of Chicago and Harvard Business School
- O'Brien P. Bhushan R. (1990), "Analyst Following and Institutional Holding", *Journal of Accounting Research*, p. 55-76

- Piotroski J.D. (1999), "The Impact of Newly Reported Segment Information on Market Expectations and Stock Prices", *Working paper* : University of Chicago
- Pourtier F. (2004), « La publication d'informations financières volontaires : Synthèses et discussions », *Contrôle, Comptabilité, Audit*, 10, n°1, p. 79-102
- Rajan R. Servaes H. (1997), "Analyst Following of Initial Public Offerings", *Journal of Finance*, 52, n°2, p. 507-529
- Roulstone D. (2003), "Analyst Following and Market Liquidity", *Contemporary Accounting Research*, 20, n°3, p. 551-578
- Ruland W. Tung S. George N.E. (1990), "Factors Associated with the Disclosure of Managers Forecasts", *The Accounting Review*, 65, p. 710-724
- Schipper K. (1991), "Commentary on Analysts' Forecasts", *Accounting Horizons*, 5, n°4, p. 105-121
- Soffer L. C. Thiagarajan R. S. Walther B. R. (1999), "Earnings Preannouncement Strategies", *Review of Accounting Studies*, n°5, p. 5-26
- Stevens G.A. Burley J. Devine R. (1998), "Profits and Personalities: Relationships between Profits from New Product Development and Analyst's Personalities", *Research Conference Proceedings*, n°5-7, Atlanta, GA. p. 157-175
- Tucker J. (2005), "Is silent golden? Earnings warnings and change in subsequent analyst following", *SSRN working paper series*, University of Florida
- Verrecchia R. (2001), "Essays on Disclosure", *Journal of Accounting and Economics*, 32, p. 97-180
- Waymire G. (1986), "Additional Evidence on the Accuracy of Analyst Forecasts Before and After Voluntary Management Earnings Forecasts", *The Accounting Review*, 61, n°1, p. 129-42
- Womack K. L. (1996), "Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?", *Journal of Finance*, 51, n°1, p. 137-167
- Xiao J.Z. Chee H.Y. Chow W. (2004), "The Determinants and Characteristics of voluntary Internet-based disclosures by listed Chinese companies", *Journal of Accounting and Public Policy*, 23, n°3, p. 191-225



## Notes :

---

<sup>i</sup> Nous avons éliminé les entreprises financières étant donné qu'elles sont sujettes à des obligations spécifiques de publication.

<sup>ii</sup> Nous avons eu recours à différents sites de presse dont les Echos, et La tribune. Nous avons en outre consulté la base Eurpresse.com et Prline.com. Enfin, nous avons consulté les sites Internet de l'ensemble des sociétés de notre échantillon pour récupérer et compléter les données sur la publication volontaire des résultats.

<sup>iii</sup>  $EMP = \frac{|BPA_{réel} - PM|}{Cours\ de\ l'action}$ ,  $EMPP = \frac{|BPA_{réel} - PMP|}{Cours\ de\ l'action}$  avec,

PM : prévision moyenne et PMP : prévision moyenne pondérée

<sup>iv</sup> Nous testons les conditions d'ordre. Notre modèle est sur-identifié. La méthode des triples moindres carrés est appropriée dans ce cas. Elle utilise la matrice des variances-covariances des résidus afin d'améliorer l'efficacité de l'estimation du modèle (Beaver, McAnally et Stinson 1997).