

***LE COMPORTEMENT DES INVESTISSEURS
ET DES ANALYSTES FINANCIERS LORS
DE L'ANNONCE DES INFORMATIONS
COMPTABLES
ETUDE DE QUATRE EVENEMENTS PUBLIES
SUR LE MARCHE FINANCIER FRANÇAIS***

ELLEUCH Sarra

Assistante

ISCAE - 6 rue des Entrepreneurs - Zone Industrielle Charguia II - 2035-TUNIS Carthage

Tél. : 216 1 941 348 / 216 1 940 480 - Fax : 216 1 941 17

Email : sarra.ell@iscae.rnu.tn ou selleuch@excite.fr

Résumé

Ce papier a pour objectif d'identifier les réactions des investisseurs et des analystes financiers lors de la publication d'information comptable des entreprises françaises. Les résultats mettent en évidence la présence d'un effet significatif des informations préliminaires et intérimaires sur le comportement des investisseurs et montrent que la réaction des analystes explique en partie celle des investisseurs.

Mots clés. - réactions - investisseurs - analystes - publication d'information comptable

Abstract

In this paper, we identify the security price response and analysts' forecast revisions to French firm financial disclosures. Results indicate that preliminary and interim announcements appear to provide more information to investors than annual report and accounts. Moreover, analysts revise their annual earnings forecasts and this behaviour is only a partial explanation for stock price reponses.

Keywords. - Security price response - analysts' forecast revisions - financial disclosures

1. Introduction

L'annonce des événements signale aux investisseurs les informations dont disposent les dirigeants. Les investisseurs interprètent ces signaux et réagissent en conséquence. Les études événementielles présentées dans la littérature financière et comptable analysent de telles réactions. En particulier, plusieurs auteurs se sont intéressés à l'analyse du comportement des investisseurs lors de la publication d'information comptable et à tester l'utilité de cette divulgation.

Dans ce sens, plusieurs études empiriques ont été effectuées pour déterminer la réaction du marché et ont abouti à des résultats divergents. En effet, certaines études comme celle de (Foster, Jenkins et Vickray, 1986) aboutissent à l'absence de réaction lors de la publication des rapports et comptes annuels. Par contre, Firth (1981) arrive à la conclusion inverse et identifie un effet informationnel des comptes annuels.

Dans le même cadre, certaines études ont été réalisées sur le marché français et ont abouti à l'absence d'effet lors de la publication des états financiers [l'étude de (Martinez, 1994)]. Cependant, il y a peu d'études menées sur le marché financier qui traitent l'annonce des informations préliminaires, définitifs et intérimaires en même temps.

L'absence d'effet est souvent expliquée par le fait que l'information est bien diffusée avant l'annonce au public (Ball et Brown, 1968). Les investisseurs ont donc pu réagir bien avant cette publication sans pouvoir cerner réellement le moment de cette réaction. De ce fait, il est difficile de conclure quant à l'utilité de la publication d'information comptable.

Contrairement aux investisseurs, les analystes financiers sont réputés être spécialistes et chercheurs d'informations. Ils sont donc en position de connaître les informations privées et publiques de manière continue. Ils anticipent la valeur des bénéfices et révisent leurs anticipations au fur et à mesure qu'ils sont en possession de nouvelles informations. La révision de leurs prévisions lors de l'annonce des bénéfices au public indique donc que cette publication a apporté de nouvelles informations que les analystes n'ont pas pu détecter. Dans ce cas, l'information comptable publiée a un contenu informationnel.

Le premier objectif de ce papier est donc d'identifier le comportement aussi bien des investisseurs que des analystes financiers lors de la publication des informations comptables. L'intérêt de mener une telle étude est de mettre en évidence l'utilité de l'information comptable publiée à la prise de décision des investisseurs. L'étude de la réaction des investisseurs a été menée en testant le contenu informationnel de quatre événements : annonce

des résultats annuels préliminaires, annonce des résultats annuels définitifs, publication des comptes annuels, annonce des résultats semestriels. Quant aux prévisions des analystes, la réaction ne concerne que les bénéfices annuels définitifs.

Le deuxième objectif est d'examiner la relation entre les révisions des analystes et les mouvements des rendements boursiers. En effet, la réaction éventuelle des analystes constitue une surprise qui peut influencer le comportement des investisseurs. Il est donc intéressant d'étudier si la surprise des analystes explique la réaction des investisseurs.

Ainsi, après la première section introductive, nous analyserons, dans les sections deuxième et troisième, l'impact de la publication des informations comptables respectivement des investisseurs et des analystes en passant en revue les recherches antérieures et en exposant la méthodologie utilisée ainsi que les résultats obtenus. Dans une quatrième section, nous traiterons la relation entre la réaction des investisseurs et celle des analystes. Enfin, nos conclusions feront l'objet de la dernière section.

2. Effet de la publication des informations comptables sur le comportement des investisseurs

2.1 Revue de littérature

L'étude de (Beaver, 1968) est la première étude qui a mesuré la réaction du marché financier américain lors de l'annonce des résultats annuels. L'objectif de cette étude était de tester si l'annonce des résultats est utile à la prise de décision des investisseurs ou non. En d'autres termes, il s'agissait de vérifier si l'annonce des résultats apporte de nouvelles informations susceptibles de modifier le comportement des investisseurs où si au contraire elle n'a aucun effet du fait que les investisseurs ont déjà connaissance du contenu informationnel des résultats bien avant leur publication.

D'autres études ont été réalisées suite à l'étude de Beaver et ont abouti aux mêmes résultats : [(Kiger, 1972), (Patell, 1976), (Oppong, 1980), (Morse, 1981), (Desrochers, 1991), (Landsmann et Maydew, 1999)]. Ces études confirment que l'annonce des résultats annuels tant trimestriels ont un contenu informationnel à l'exception de l'annonce relative au premier trimestre qui n'apporte pas d'informations supplémentaires par rapport à celle des résultats annuels. (Morse, 1981) explique ce résultat par la courte durée qui sépare l'annonce des résultats annuels et celle des résultats du premier trimestre.

Plusieurs autres auteurs ont élargi le champ de recherche pour étudier la réaction du marché lors de l'annonce de plusieurs types d'informations comptables : annonce préliminaire et définitive des résultats, publication des comptes annuels, réunions des assemblées générales, annonce des résultats intérimaires. Le premier objectif de telles études est de voir si les investisseurs réagissent dès l'annonce préliminaire des résultats sans attendre leur confirmation définitive. Le deuxième objectif est de voir si les investisseurs ne retiennent que les résultats annoncés pour la prise de décision ou s'ils s'intéressent aussi aux informations insérées dans les notes annexes. Dans ce cas, une réaction significative pourra être identifiée au moment de la publication des comptes annuels complets. Le troisième objectif est de tester l'aptitude des informations intérimaires à prédire les résultats futurs.

D'après la revue de la littérature concernant la réaction du marché financier lors de l'annonce d'informations comptables, nous pouvons déduire que ce sont surtout les annonces des rapports préliminaires et intérimaires qui fournissent aux investisseurs des informations additionnelles et qui les font réagir en conséquence. Ce résultat indique que les investisseurs n'attendent pas la confirmation de ces informations lors de la réunion l'assemblée générale ordinaire pour prendre des décisions.

Ces réactions, telles qu'elles ont été obtenues par (Rippington et Taffler, 1995), se manifestent le jour de l'annonce ainsi que les jours qui suivent cet événement prouvant ainsi, que les investisseurs prennent du temps pour restructurer leurs portefeuilles. Cependant, nous ne pouvons pas généraliser cette conclusion car toutes les autres études ont analysé la réaction hebdomadaire du marché. De ce fait, nous ne pouvons pas en déduire que cette réaction a eu lieu lors de l'annonce ou après.

Par contre, la publication des rapports et comptes annuels ne fait pas réagir les marchés financiers américain [(Foster, Jenkins et Vickray, 1986), (Cready et Mynatt, 1991)] et français [(Giraud, 1984) et (Martinez, 1994)]. Martinez, en utilisant des données hebdomadaires, a pu identifier une réaction significative lors de la réunion de l'assemblée générale et quatre semaines après la publication des comptes annuels. En fait, les comptes annuels sont publiés un mois avant la réunion de l'assemblée générale. La réaction identifiée correspond donc à l'événement de la réunion de l'assemblée. La publication des comptes annuels n'a donc pas d'impact sur le comportement des investisseurs.

Ces résultats viennent en contradiction avec ceux obtenus sur le marché anglais puisque l'étude de (Firth, 1981) et celle de (Brookfields et Morris, 1992) aboutissent au fait que ces rapports fournissent des informations plus détaillées que celles présentées dans les rapports

préliminaires. Ces détails ont donc un impact assez important sur le comportement des investisseurs.

Dans ce cadre, cette étude essaie d'identifier le comportement de l'investisseur français lors de la publication de quatre types d'informations : annonce des résultats annuels préliminaires, annonce des résultats annuels définitifs, publication des comptes annuels, annonce des résultats semestriels.

2.2 Méthodologie

L'objectif de la méthodologie des études d'événement est d'examiner l'évolution des rendements boursiers durant la période d'événement et de la comparer avec celle que devrait être si cet événement n'avait pas eu lieu. Cette méthodologie suppose que l'on appréhende correctement les trois éléments suivants échantillon et données, paramètres et choix du modèle.

2.2.1 Echantillon et données

L'échantillon comprend toutes les sociétés cotées à la Bourse de Paris sur les marchés Comptant et Règlement Mensuel durant la période allant de 1996 jusqu'à 1998. Les données relatives aux cours boursiers quotidiens ont été extraites de deux sources : la base de données DATASTREAM et le site *des Echos* sur Internet. Contrairement aux données hebdomadaires ou mensuelles, les données quotidiennes permettent d'identifier la réaction du marché instantanément. Ces deux sources sont complémentaires dans le sens où chacune présente des avantages particuliers. En effet, les données extraites sur DATASTREAM sont ajustées lors des divisions de la valeur nominale du titre. Par contre, les données extraites des sites d'Internet présentent deux avantages. D'une part, Elles ne sont affichées que pour les journées où il y a eu cotation effective. D'autre part, elles tiennent compte des valeurs réservées. Cette base de données permet donc de juger si la société est fréquemment cotée ou non et d'éliminer ainsi les sociétés à cotation peu fréquente. Les sociétés dont les séries rendements boursiers ne sont pas stationnaires sont aussi écartées.

Les dates d'événement ont été extraites à partir de deux sources : les communiqués de presse se trouvant sur les sites des sociétés sur Internet et les communiqués de presse envoyés par courrier.

La taille définitive de l'échantillon est résumée dans le tableau N°1.

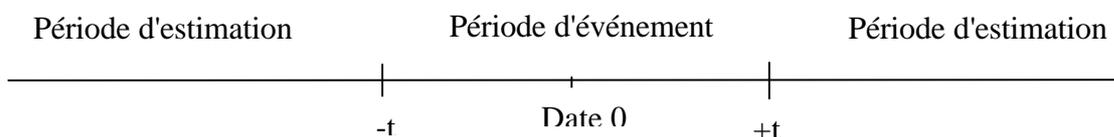
Tableau N°1 : Taille de l'échantillon

	1996	1997	1998
Nombre de sociétés	149	166	159

2.2.2 Identification des paramètres

La méthodologie d'étude d'événement consiste à définir une échelle temporelle où :

- la date zéro correspond à la date d'événement ;
- la période ou fenêtre d'événement est centrée autour de cette date (0) et est notée $[-t, +t]$;
- la période d'estimation est supposée être une période stable.



Le contenu informationnel a été testé sur quatre événements de publication à savoir :

- la réunion du conseil d'administration pour prendre connaissance et pour estimer le résultat de l'exercice (résultats préliminaires) ;
- la réunion du conseil d'administration pour arrêter les comptes définitifs de l'exercice où il y aura confirmation ou infirmation des résultats estimés (résultats définitifs) ;
- la publication des états financiers au BALO (Bulletin des Annonces Légales Obligatoires) où la société affiche les informations complètes relatives au bilan, aux comptes de résultat accompagnées de l'annexe ;
- la publication des résultats semestriels qui se fait dans la presse.

La taille définitive de l'échantillon de chaque événement, après avoir éliminé les cas où il y a eu réalisation simultanée de plusieurs événements, est présentée dans le tableau N°2 suivant :

Tableau N°2 : Taille des échantillons des quatre événements

	1996	1997	1998	Total
Annonce des résultats préliminaires	1	10	20	31
Annonce des résultats définitifs	18	43	111	172
Publication des comptes annuels	85	70	38	193
Résultats semestriels	120	51	26	197

La période d'événement ou la fenêtre d'événement se situe avant et après la date d'événement. C'est la période où il est possible d'observer une fluctuation importante des cours boursiers reflétant la réaction des investisseurs. Elle comprend 15 observations avant la date d'événement et 15 observations après cette date. Le choix de la durée de cette période est laissé à l'appréciation du chercheur. Lorsque la durée de la période d'événement est trop courte, certaines réactions tardives ne seront pas prises en comptes. A l'inverse, une période assez longue risque d'incorporer des variations des rendements dues à des événements autres que ceux étudiés.

Quant à la période d'estimation, elle est sensée être stable, on estime qu'il n'y a pas d'événements susceptibles de faire fluctuer sensiblement les cours boursiers. C'est sur la base de cette période que seront estimés les rendements boursiers que devraient être affichés durant la période d'événement si l'événement d'étude n'a pas eu lieu.

Le problème est d'identifier cette période d'estimation. En effet, dans certains cas, plusieurs événements surgissent simultanément ou successivement et rendent l'identification de cette période assez difficile. Pour certaines autres sociétés, il est difficile d'identifier une période d'estimation du fait de la réalisation de plusieurs événements successifs. Ces cas ont été éliminés.

2.3 Choix du Modèle d'estimation et calcul du rendement anormal

(Fama et alii, 1969) ont été les premiers à présenter la méthodologie des études événementielles basée sur le modèle du marché.

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} * R_{mt} + e_{it}$$

avec :

- R_{it} : le rendement du titre (i) à la date (t) ;
- R_{mt} : le rendement du marché à la date (t) ;
- α_{it} et β_{it} : les paramètres du modèle à estimer.

Plusieurs études ont été réalisées pour tester l'efficacité de ce modèle. (Brown et Warner, 1985) comparent la performance anormale des rendements calculés selon 3 modèles : Modèle ajusté au rendement du marché, Modèle du marché et Modèle ajusté au rendement moyen du titre calculé sur la période d'estimation. Ils trouvent une différence minime entre ces trois modèles.

L'utilisation récente du modèle multifactoriel [notamment le modèle de (Fama et French, 1992, 1993, 1996)] reste adéquat plutôt pour détecter les anomalies des rendements à long terme [(Barber et Lyon, 1997) et (Fama, 1998)]. Etant donné que notre étude se base sur des données quotidiennes et que l'horizon est à court terme, l'adoption du modèle de marché reste valable à condition de vérifier les hypothèses suivantes.

2.3.1 Hypothèse de Normalité des résidus

L'application du test statistique de Kolmogorov-Smirnov a montré que les résidus standardisés du modèle de marché appliqué sur la période d'estimation ne suivent pas la loi Normale dans 56,32% des cas. Plusieurs recherches antérieures, telles que l'étude de (Brown et Warner, 1985) et celle de (Berry, Gallinger et Henderson, 1990), ont abouti à la même conclusion à

savoir la non normalité des rendements anormaux. Berry, Gallinger et Henderson confirment cette conclusion et examinent, dans ce cadre, l'efficacité des tests non paramétriques par rapport aux tests paramétriques. Les résultats montrent que les tests paramétriques sont plus pertinents.

2.3.2 Hypothèse de non autocorrélation des résidus

Les résidus obtenus par le modèle du marché doivent vérifier l'hypothèse de non autocorrélation. Le test de Durbin-Watson permet de détecter une autocorrélation des erreurs d'ordre un. Par contre, le test de Box-Pierce, appliqué aux résidus permet de déterminer l'autocorrélation d'ordre supérieur à 1. Les résultats ont montré que 109 cas étudiés (22,99%) présentent des autocorrélations d'erreurs d'ordre allant de 1 jusqu'à 7. Or, l'hypothèse de non autocorrélation doit être vérifiée pour pouvoir procéder aux tests statistiques. C'est pourquoi, il faut ajuster le modèle du marché en éliminant ces autocorrélations.

$$R_{it} = \mathbf{a}_{it} + \mathbf{b}_{it} * R_{mt} + u_{it}$$

$$u_{it} = \mathbf{j}_{it} * u_{it-x} + \mathbf{e}_{it}$$

avec x désignant le nombre de retard allant de 1 jusqu'à 7.

L'application du test de Box-Pierce aux résidus ajustés par ce nouveau modèle ne montre la présence d'aucune autocorrélation.

2.3.3 Hypothèse de linéarité des résidus

Plusieurs tests sont utilisés pour identifier la dépendance linéaire de la série résiduelle. Les autocorrélations des carrés d'une série sont utiles pour mettre en évidence la non-linéarité. Le test de Box-Pierce d'ordre 50 (Q_{50}) appliqué aux carrés des résidus permet de déceler la non linéarité. L'application de ce test à notre échantillon a permis d'identifier 35 séries résiduelles non linéaires (7,38%). Les modèles autorégressifs conditionnellement hétéroscédatiques (ARCH-GARCH) permettent d'introduire cette non-linéarité dans un modèle de série temporelle. En particulier, l'utilisation du modèle ARCH-M (p,q) paraît plus adaptée aux problèmes financiers. En effet, il existe des actifs plus ou moins risqués et le rendement espéré de chaque actif doit refléter l'existence de ce risque : plus l'actif est risqué, plus le rendement anticipé devrait être élevé. Ceci conduit à une formulation du type :

$$R_{it} = \mathbf{a}_{it} + \mathbf{b}_{it} * R_{mt} + \mathbf{q}_{it} * f(h_{it}) + \mathbf{e}_{it}$$

$$\mathbf{e}_{it} \approx N(0, h_{it})$$

$$h_{it} = \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_{it} / \mathbf{e}_{it-1}) = a_0 + \sum_{j=1}^q a_j * \mathbf{e}_{it-j}^2 + \sum_{k=1}^p b_k * h_{it-k}$$

L'estimation des coefficients a_0 , a_j et b_k du modèle ARCH-M de paramètres ($p=1$, $q=1$) est significative alors que celle du coefficient θ_{it} ne l'est pas. (Corhay et Rad, 1996) ont adopté la méthodologie des études d'événement en utilisant le modèle du marché avec et sans ajustement à l'hétéroscédasticité des erreurs. Les résultats obtenus montrent que les valeurs des rendements anormaux autour de la date d'annonce sont différentes selon le modèle utilisé. En effet, en utilisant le modèle du marché, une réaction significative est observée autour de cette date, un résultat non confirmé par le modèle GARCH. Cette différence est expliquée par l'efficacité du modèle GARCH à estimer les paramètres.

2.3.4 Robustesse des modèles utilisés

Les résultats ont montré que les coefficients estimés (β_i) sont significativement différents de zéro dans 23 cas (95,14%). L'application du test de Fisher a abouti au fait que les modèles sont aussi robustes dans 95,14% des cas.

La réaction au niveau de chaque titre (i) et à chaque date (t) est déterminée par le rendement anormal (RA_{it}) qui est donc égal à :

$$RA_{it} = R_{it} - E(R_{it})$$

$$E(R_{it}) = \begin{cases} \hat{a}_i + \hat{b}_i * R_{mt} \\ \hat{a}_i + \hat{b}_i * R_{mt} + \hat{f}_i * u_{it-x} \\ \hat{a}_i + \hat{b}_i * R_{mt} + \hat{q}_i * f(h_i) \end{cases}$$

2.4 Réalisation des tests statistiques

Une fois la réaction identifiée pour chaque titre, il est nécessaire de mesurer la réaction au niveau de l'ensemble du marché. L'utilisation du rendement anormal moyen de l'échantillon comme mesure de la réaction du marché pose un problème. En effet, en présence des résidus positifs et négatifs, le calcul risque de produire un résidu moyen de l'échantillon nul, ce qui effacerait tout contenu informationnel possible de l'événement. Pour éliminer l'effet du signe, certains auteurs utilisent le carré des résidus. Les tests statistiques utilisés se baseront donc sur le carré des résidus pour déterminer l'importance de cette réaction. Pour cela, nous allons adopter deux tests paramétriques et un test non paramétrique.

Le premier test paramétrique est le test de (Patell, 1976) qui tient compte de l'hétéroscédasticité des termes résiduels entre les titres. Ce test élimine cet effet en standardisant les résidus par leurs écarts type (S_{it}). Ce résidu standardisé est ensuite élevé au carré (U_{it}).

$$U_{it} = (RA_{it})^2 / S_{it}^2$$

$$S_{it}^2 = s_i^2 \left(1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{a=1}^T (R_{ma} - \bar{R}_m)^2} \right)$$

avec :

- T : le nombre des observations comprises dans la période d'estimation ;
- R_{mt} : le rendement de l'indice du marché pendant la période d'événement ;
- R_{ma} : le rendement de l'indice du marché pendant la période d'estimation ;
- \bar{R}_m : le rendement moyen de l'indice du marché calculé pendant la période d'estimation ;
- s_i^2 : la variance des résidus titre (i) calculée sur la période d'estimation.

Si ce rapport est égal à 1, cela indique que la variance observée durant la période de l'événement est la même que celle estimée et qu'il n'a pas d'effet significatif. En revanche, si ce ratio est nettement supérieur à 1, cela montre une réaction significative.

$$H_0 : U_{it} = 1$$

$$H_1 : U_{it} > 1$$

Pour tester la réaction globale du marché, Patell centre et réduit le rapport relatif à l'ensemble des firmes (Z_{U_t}).

$$Z_{U_t} = \sum_{i=1}^n \left(U_{it} * \frac{T-4}{T-2} - 1 \right) / \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{2(T-3)}{T-6}} \approx N(0,1)$$

(Subramaniam, 1997) précise que la valeur de ce test augmente à mesure que la taille de l'échantillon s'élève du fait que le dénominateur augmente moins que le numérateur. Il y a un risque que la valeur du test montre un résultat significatif non parce que l'événement a un contenu informationnel mais parce que la taille de l'échantillon est assez grande.

C'est pourquoi, il est intéressant d'ajouter un autre test statistique paramétrique qui est le test reposant sur une coupe instantanée. Il s'agit de normer le carré des résidus en le divisant par l'estimation de la variance des résidus calculés sur la période hors événement [$\text{var}(RA_{i,HE})$].

$$V_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (RA_{it})^2 / \text{var}(RA_{i,HE})$$

Ce ratio s'appuie sur le raisonnement selon lequel la variabilité des titres encourue pendant la période d'événement doit être similaire à celle encourue pendant la période hors événement. Par conséquent, le rapport attendu V_t doit être égal à 1 lorsqu'il n'a pas de réaction. Si ce rapport est supérieur à cette valeur, une réaction du marché est alors constatée.

Le test statistique utilisé (Z_{V_t}) permet de calculer l'écart type à chaque date (t) de la période d'événement.

$$Z_{V_t} = (V_t - 1)\sqrt{n} / \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (V_{it} - \bar{V}_t)^2} \approx N(0,1)$$

Le test non paramétrique de Wilcoxon (Z_{W_t}) est utilisé pour éviter le problème où la distribution d'une série s'écarterait de la loi Normale.

2.5 Résultats et Interprétations

L'analyse des tableaux N°{3,4,5,6} montre que le test de Patell affiche toujours des résultats plus significatifs que ceux des autres tests, ce qui confirme la conclusion de Subramaniam. Il faut donc prendre tous les tests en considération pour pouvoir identifier la réaction du marché. Selon les tableaux N°3 et N°4, nous observons des variations importantes des rendements anormaux à la date d'événement et les deux jours qui suivent cette date, se traduisant par des ratios U_{it} et V_{it} significativement supérieurs à 1 au seuil de 5%.

L'annonce des bénéfices annuels a ainsi un contenu informationnel qui fait réagir les investisseurs. Ce résultat infirme l'hypothèse selon laquelle l'existence de plusieurs autres sources d'informations met en doute la pertinence de l'utilité des informations comptables publiées sur le comportement des investisseurs. Le nombre de firmes ayant un ratio V_{i1} au moment de l'annonce des résultats préliminaires est de 18 sur 31 firmes (58,06%). Le nombre de firmes ayant montré une réaction significative au moment de l'annonce des résultats annuels définitifs est de 82 sur 172 cas (47,67%).

Les résultats annuels définitifs semblent avoir un contenu informationnel plus important que celui des résultats préliminaires (Voir Graphique N°1). Cependant, nous ne pouvons confirmer une telle hypothèse du fait que les tailles des deux échantillons sont incomparables.

La publication des comptes annuels au BALO n'a pas un effet significatif sur le comportement du marché (Voir Tableau N°5). Les informations complémentaires insérées dans ces comptes ainsi que les notes annexes ne sont pas très utiles pour la prise de décisions des investisseurs.

En revanche, le tableau N°6 montre que les résultats intérimaires publiés dans la presse font réagir sensiblement le marché avant, au moment et après leur publication [95 sur 197 firmes (48,22%)]. Leur annonce provoque une variation considérable des rendements boursiers nettement supérieure à celle constatée lors de leur publication des résultats annuels.

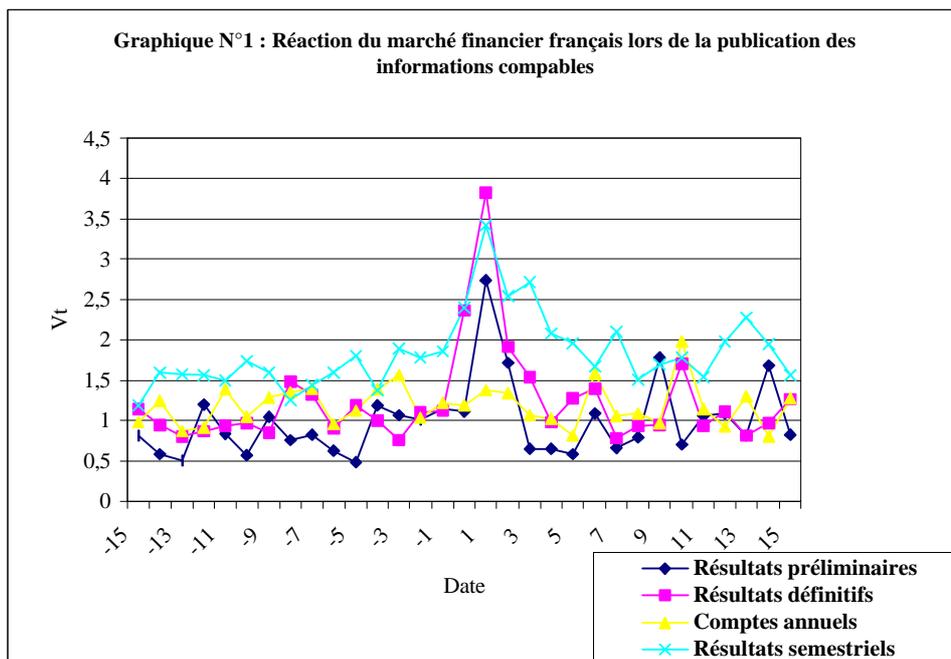


Tableau N°3 : Résultats annuels provisoires

Dates	Z_{U_t}	Z_{V_t}	Z_{W_t}
-15	-0,88	-0,91	0,33
-14	-1,70	-2,83	-1,51
-13	-2,09	-3,40	-2,55
-12	0,43	0,50	0,74
-11	-0,81	-0,70	-0,55
-10	-1,73	-2,65	-1,63
-9	0,04	0,15	-0,10
-8	-1,03	-1,19	-1,51
-7	-0,89	-0,74	0,33
-6	-1,61	-2,24	-1,63
-5	-2,07	-4,17	-1,63
-4	0,61	0,40	-0,55
-3	-0,12	0,12	-0,55
-2	-0,35	0,02	-1,51
-1	0,38	0,41	-0,55
0	0,28	0,34	0,33
1	6,24	2,87	3,33
2	2,60	1,10	1,86
3	-1,51	-2,34	-1,16
4	-1,53	-2,35	-1,63
5	-1,68	-2,60	-2,12
6	0,21	0,30	1,14
7	-1,39	-2,05	-1,16
8	-0,92	-1,25	0,14
9	2,89	0,69	-1,02
10	-1,25	-1,20	-1,51
11	0,08	0,19	0,74
12	0,23	0,20	-1,51
13	-0,81	-0,85	-0,55
14	2,42	0,83	0,33
15	-0,77	-0,62	-1,51

Tableau N°4 : Résultats annuels définitifs

Dates	Z_{U_t}	Z_{V_t}	Z_{W_t}
-15	0,91	0,78	-0,48
-14	-0,83	-0,37	-2,87
-13	-2,15	-1,12	-3,50
-12	-1,50	-0,73	-2,05
-11	-0,89	-0,41	-2,05
-10	-1,06	-0,22	-0,29
-9	-1,80	-1,26	-2,25
-8	3,77	1,31	-0,67
-7	2,30	0,83	-1,45
-6	-1,21	-0,70	-2,05
-5	1,21	0,77	-2,46
-4	-0,33	0,04	1,53
-3	-2,50	-2,33	-2,05
-2	0,47	0,48	-1,65
-1	0,76	0,70	-0,86
0	11,83	3,65	3,50
1	24,71	4,53	5,11
2	7,85	3,38	3,18
3	4,41	1,83	-0,48
4	-0,52	-0,14	-0,29
5	2,10	1,14	-0,29
6	3,12	1,40	-1,25
7	-2,25	-1,48	-2,46
8	-0,94	-0,55	-0,86
9	-0,84	-0,49	-0,29
10	5,90	1,59	-0,10
11	-1,00	-0,50	-1,25
12	0,57	0,59	-1,05
13	-1,97	-1,59	-1,05
14	-0,60	-0,21	-0,48
15	1,78	0,86	-1,05

Tableau N°5 : Comptes annuels

Dates	Z _{Ut}	Z _{Vt}	Z _{Wt}
-15	-0,49	-0,10	-0,84
-14	1,87	1,14	0,23
-13	-1,62	-1,25	-1,39
-12	-1,24	-0,60	-2,14
-11	3,24	1,70	0,06
-10	0,02	0,34	-0,12
-9	2,26	1,51	-0,30
-8	2,90	1,24	-1,02
-7	3,22	1,20	-1,58
-6	-0,75	-0,23	-1,76
-5	0,74	0,81	-0,66
-4	3,25	1,61	-0,12
-3	4,79	1,40	-1,20
-2	-0,08	0,11	-2,53
-1	1,70	1,06	-1,58
0	1,35	0,97	-0,12
1	3,05	0,84	0,41
2	2,67	0,82	-2,34
3	0,39	0,30	-3,31
4	0,22	0,18	0,23
5	-2,29	-1,33	-3,92
6	5,04	2,08	-0,48
7	0,12	0,32	-1,58
8	0,37	0,61	-1,20
9	-0,71	-0,20	-1,95
10	8,85	1,90	-0,12
11	1,08	0,69	-1,58
12	-1,19	-0,53	-1,20
13	2,37	1,03	-1,95
14	-2,19	-1,92	-2,72
15	2,28	1,24	-1,20

Tableau N°6 : Résultats semestriels

Dates	Z _{Ut}	Z _{Vt}	Z _{Wt}
-15	1,45	1,15	0,03
-14	4,41	2,21	0,88
-13	4,65	2,52	1,54
-12	5,01	2,15	1,05
-11	3,98	2,33	1,05
-10	6,33	1,92	3,11
-9	4,83	2,33	1,38
-8	1,41	1,44	0,03
-7	3,26	1,59	-0,68
-6	4,32	2,52	0,71
-5	5,58	2,72	3,26
-4	2,94	1,97	0,71
-3	7,77	2,37	1,54
-2	6,86	1,95	2,03
-1	7,35	2,69	2,50
0	11,80	3,80	2,96
1	22,25	4,92	5,61
2	13,87	3,77	3,56
3	15,16	3,99	4,13
4	8,54	2,01	1,05
5	8,22	2,57	3,41
6	5,50	2,47	2,96
7	8,88	2,78	3,26
8	4,38	2,20	2,18
9	6,14	2,86	1,87
10	6,56	3,07	2,65
11	4,36	2,54	2,34
12	8,49	3,28	2,03
13	11,24	2,99	2,81
14	8,16	1,82	1,22
15	5,85	1,72	2,65

3. Ajustement des prévisions des analystes lors de la publication

3.1 Revue de littérature

Il est possible de classer la littérature portant sur l'effet de la publication des bénéfiques annuels sur le comportement des analystes en deux courants de travaux.

Le premier courant de recherches étudie le contenu informationnel des bénéfiques en se basant sur la précision des prévisions comme indicateur de l'utilité de l'information [(Brown, Richardson et Schwager, 1987), (O'Brien, 1988), (Kross, Ro et Schroeder, 1990), (Ali, Klein et Rosenfeld, 1992), (Brown et Han, 1992), (Jaffi et Jain, 1998)].

Les prévisions des bénéfiques sont généralement modélisées à partir des séries temporelles ou sont exprimées par les analystes financiers. Plusieurs études ont été réalisées pour comparer ces deux types de prévisions et ont abouti à la supériorité des prévisions des analystes. Dans

ce sens, Brown, Richardson et Schwager comparent les variances des prévisions individuelles des analystes à celles estimées à partir des données historiques et montrent que les premières sont supérieures aux secondes. O'Brien, en utilisant aussi bien l'erreur que la variance des prévisions des analystes individuelles, arrive à la même conclusion. Ainsi, selon Jaggi et Jain, l'avantage de l'analyse financière par rapport aux modèles mécanistes est que les analystes connaissent l'information de manière continue et ont donc la possibilité de corriger leurs prévisions, ce qui réduit le degré d'incertitude.

Kross, Ro et Schroeder élargissent le champ de recherche et étudient la supériorité des prévisions des analystes sur celles estimées par les modèles statistiques en examinant les caractéristiques de l'entreprise. Les résultats montrent que la supériorité des prévisions des analystes s'améliore en fonction de la variabilité des bénéfices passés, le suivi du titre et à mesure que l'information devienne disponible. Contrairement, aux résultats de Brown, Richardson et Schwager, la taille de la firme semble n'avoir aucun effet sur l'amélioration des prévisions des analystes.

Partant de ces résultats, plusieurs recherches américaines ont essayé d'étudier l'évolution de l'exactitude des prévisions des bénéfices faites par les analystes financiers tout autour des annonces. Brown et Han analysent l'exactitude des prévisions des bénéfices futurs tout autour de l'annonce du bénéfice actuel. L'exactitude est mesurée par le changement des variances des prévisions extraites à partir de la base de données I/B/E/S sur une période allant de 3 mois avant l'annonce jusqu'à 3 mois après. Leurs résultats révèlent que la précision des prévisions s'améliore après l'annonce puisque les écarts des variances sont significativement élevés avant l'annonce et diminuent considérablement après l'événement. (Grandin, 1992) et (Tchémini, 1993) trouvent que sur le marché français, l'erreur de prévision diminue à mesure que la fin de l'exercice s'approche indiquant ainsi que la précision est inversement corrélée à l'horizon de prévision.

Le deuxième courant de recherche s'intéresse à étudier au comportement des analystes lors de l'annonce en se basant sur l'évolution du nombre des analystes qui révisent leurs prévisions suite à cette annonce. Lorsque l'information comptable publiée apporte de nouvelles informations non prévues par les analystes, ces derniers révisent leurs prévisions. Ainsi, si le nombre des révisions est significatif, c'est que l'information publiée est utile.

(Brown, Foster et Noreen, 1985) étudient l'évolution du pourcentage des analystes qui révisent leurs prévisions des bénéfices annuels durant le mois de l'annonce et le mois suivant et trouvent que la réaction est insignifiante. L'explication avancée par ces auteurs est que les

analystes ne transmettent leurs prévisions qu'après les avoir divulguées à certains clients privilégiés.

(Stickel, 1989) reprend cette étude mais en se basant sur des données quotidiennes et en empruntant la méthodologie des études événementielles dans le sens où elle compare le pourcentage des révisions faites durant la période d'événement avec celui réalisé durant la période d'estimation. Les résultats ont montré que les analystes ne révisent pas leurs prévisions dans les deux semaines précédant la publication et attendent la réalisation de cet événement pour réviser de manière significative leurs anticipations. (Trueman, 1990) développe un cadre théorique pour expliquer les résultats de Stickel. Selon cet auteur, les analystes s'abstiennent de réviser leurs prévisions car la révision constitue un signal négatif quant à la qualité des prévisions antérieures.

3.2 Méthodologie

Cette étude identifie le comportement des analystes lors de l'annonce des informations comptables en analysant aussi bien l'exactitude des prévisions que l'évolution du nombre des révisions des prévisions.

3.2.1 Echantillon et Données

Dans un souci de comparaison, l'étude a été menée sur le même échantillon que celui choisi pour déterminer la réaction des investisseurs. L'échantillon comprend toutes les sociétés françaises pour lesquelles nous avons pu identifier les dates de publication avec certaines modifications. En effet, les cas où les rendements ne sont pas stationnaires et les cas où des événements simultanément avec l'événement de publication d'information comptable sont réintégrés puisque la réaction est mesurée au niveau du bénéfice et non pas au niveau des rendements.

Les données sont extraites à partir de la base I/B/E/S (*Institutional Brokers Estimate System*). Elle est constituée des prévisions des bénéfices par action faites par les analystes individuels ainsi que leurs dates de diffusion correspondantes. Contrairement aux entreprises américaines pour lesquelles, les prévisions des bénéfices trimestriels et annuels sont divulguées, les analystes n'anticipent pour les entreprises françaises que les bénéfices annuels. La réaction des analystes ne peut être mesurée que lors de la réalisation d'un seul événement à savoir la publication des bénéfices annuels. Cette base de données fournit aussi les dates de publication des bénéfices annuels mais elles sont généralement postérieures à celles extraites des communiqués de presse.

Par ailleurs, l'examen de cette base de données a révélé que certaines entreprises n'ont pas fait l'objet de prévisions et sont par conséquent écartées de l'échantillon. L'échantillon définitif comprend 145 cas d'annonce de résultats annuels identifiés sur la période 1996-1998.

3.2.2 Mesure de l'exactitude des prévisions autour de l'annonce

La première approche évoquée pour mesurer l'effet de l'annonce des bénéfices sur le comportement des analystes est de se baser sur l'évolution de l'erreur des prévisions avant et après l'annonce. L'erreur est définie comme étant la différence entre le bénéfice réel et le bénéfice prévu. La base de données détaillées I/B/E/S fournit des prévisions de chaque analyste financier et ne permet pas de connaître le bénéfice anticipé de l'ensemble des analystes. Il y a lieu donc d'agréger les prévisions individuelles pour déterminer un consensus du marché.

La construction d'un consensus du marché peut être réalisée en considérant la moyenne arithmétique des prévisions individuelles. Elle repose sur le principe de compensation des erreurs. En conséquence, il peut exister des erreurs importantes de prévisions qui vont conserver un poids non négligeable dans le consensus. Il existe d'autres définitions possibles de la notion de consensus permettant d'éliminer l'effet des prévisions extrêmes comme la médiane des prévisions.

(O'Brien, 1988) teste la supériorité du consensus par rapport aux prévisions individuelles en prenant la médiane, la moyenne et les prévisions des analystes les plus récentes comme indicateurs de mesure du consensus. Il montre que les prévisions d'analystes les plus récentes sont plus précises que le consensus construit à partir de la médiane ou la moyenne des prévisions. Alors que si toutes les prévisions d'analystes sont faites à la même date, ce consensus est plus précis que les prévisions individuelles. En effet, l'existence d'un consensus de marché rend la performance des prévisions moins dépendante de l'habileté des analystes dans la mesure où l'agrégation réduit le risque idiosyncratique et le risque de manipulation des analystes par les firmes suivies. Le fait que le consensus soit construit à partir des prévisions les plus récentes est primordial dans la mesure où ces estimations incorporent a priori les conséquences d'informations supplémentaires.

La moyenne arithmétique et la médiane des prévisions individuelles les plus récentes ont été adoptées comme des mesures du consensus mensuel de chaque année de prévision. Pour chaque mois et pour chaque firme, l'erreur de prévision est mesurée en comparant le consensus mensuel à la valeur réelle du bénéfice. La période d'étude s'étale du vingtième mois avant l'annonce jusqu'au mois d'annonce. Dans certains cas, les analystes transmettent leurs

prévisions même après deux mois de l'annonce. Les mois qui suivent l'annonce sont aussi inclus dans la période d'étude.

Les prévisions sont plus précises lorsque l'erreur absolue moyenne décroît au fur et à mesure de l'écoulement de l'exercice et que la période d'annonce des bénéfices s'approche. Pour éviter que cette moyenne soit biaisée par l'existence des firmes à erreurs très élevées, l'étude est effectuée avec les erreurs en pourcentage.

$$EAM_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left| \frac{A_{it} - P_{it}}{A_{it}} \right|$$

- EAM_t : l'erreur absolue moyenne de l'échantillon au mois (t) ;
- N : la taille de l'échantillon ;
- P_{it} : la prévision du consensus du bénéfice par action de la firme (i) au mois (t) ;
- A_{it} : le bénéfice par action réalisé de la firme (i) au mois (t).

L'étude de l'évolution des erreurs permet de déterminer si les analystes sont capables ou non de prédire correctement les bénéfices. Cependant, dans le cas contraire, cette méthode ne parvient pas à identifier le sens des prévisions afin de préciser si les analystes sous-estiment ou surestiment la valeur des bénéfices. Une autre méthode est donc utilisée, celle empruntée de l'étude de De Bondt et Thaler (1990). Il s'agit de comparer les bénéfices prévus et les bénéfices réels de chaque mois en utilisant la relation suivante :

$$A_{it} = a_t + b_t * P_{it} + e_{it}$$

- Lorsque $\hat{b}_t = 1$, les analystes arrivent à prédire correctement les bénéfices par action ;
- Lorsque $\hat{b}_t < 1$, la prévision est plus élevée que la réalisation. Il existe un biais dans le sens où les analystes sur réagissent ;
- Lorsque $\hat{b}_t > 1$, la prévision est inférieure à la réalisation. Il existe un biais dans le sens où les analystes sous réagissent.

3.2.3 Mesure du nombre des révisions des analystes

La deuxième approche évoquée pour mesurer l'effet de l'annonce des bénéfices sur le comportement des analystes est d'examiner l'évolution du nombre des révisions des prévisions durant et hors la période d'annonce. La première approche qui se base sur l'exactitude des prévisions repose sur la valeur du consensus. Or, le consensus mensuel peut être construit à partir d'une seule ou de quelques prévisions et ne reflète pas, par conséquent, le comportement de la majorité des analystes. Ainsi, l'étude du nombre des analystes qui révisent leurs anticipations indique le comportement du marché. Elle permet de conclure si ces derniers ont révisé ou non leurs prévisions durant la période d'annonce de manière significative.

La méthodologie adoptée est celle des études d'événement utilisée pour déterminer la réaction des investisseurs. Il s'agit de comparer le pourcentage des analystes qui modifient leurs prévisions au moment de l'annonce avec le pourcentage normal de révisions. Etant donné que la fréquence des prévisions n'est pas quotidienne, l'étude a été menée sur des données mensuelles. Les analystes corrigent leurs anticipations généralement tout juste après l'annonce. Dans certains cas, les corrections surviennent même un mois après l'annonce. C'est pourquoi, la réaction des analystes est identifiée en étudiant le pourcentage des corrections faites le mois d'annonce ($t=0$) et le mois qui suit ($t=1$).

La période d'estimation comprend les douze mois qui précèdent le mois d'annonce. Cependant, il faut signaler que les analystes apportent des corrections aux estimations antérieures au fur et à mesure de l'écoulement de l'exercice en cours ; notamment aux mois d'Avril, Juillet et Octobre qui correspondent à la publication des informations trimestrielles. C'est pourquoi, les révisions relatives à ces mois ont été écartées.

Ainsi, pour chaque firme, il y a lieu de comparer le pourcentage des révisions des analystes réalisées durant la période d'événement (PR_{it}) avec le pourcentage moyen des révisions effectuées durant la période d'estimation (\overline{PR}_i) afin de déterminer le pourcentage des révisions anormales (PRA_{it}).

$$PRA_{it} = PR_{it} - \overline{PR}_i$$

Pour le mois de l'annonce et le mois qui suit [$t=\{0,1\}$], le comportement des analystes de l'ensemble de l'échantillon (N) est mesuré par la moyenne des pourcentages des révisions anormales ($MPRA_{it}$).

$$MPRA_{it} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N PRA_{it}$$

Les tests utilisés sont le test paramétrique de Student et le test non paramétrique de Signe. Le test de signe consiste à tester s'il y a autant de révisions anormales positives que négatives. Lorsqu'il est significativement négatif, cela indique que les analystes ne réagissent pas puisque le nombre des révisions est nettement inférieur au nombre normal.

3.2.4 Résultats et Interprétations

Le tableau N°7 montre que, selon les deux modèles de construction du consensus, l'erreur absolue moyenne (EAM_t) décroît et le coefficient de détermination (R^2) s'améliore avec le temps. Ces résultats confirment ainsi les conclusions des recherches antérieures selon lesquelles, le résultat devient de plus en plus certain à mesure qu'on s'approche de l'annonce alors que pendant l'exercice, l'incertitude est plus élevée. Ainsi, l'hypothèse nulle ($\hat{b}_t = 1$) est

rejetée pour les premières prévisions allant du mois (-20) jusqu'au mois (-12). Le coefficient \hat{b}_t étant inférieur à 1 durant ces premiers mois, révèlent que les analystes surestiment leurs prévisions. Les test de Student [$t(\hat{b}_t)$] sont, en effet, inférieurs au seuil de -1,96 et indiquent que \hat{b}_t est différent de 1 au seuil de risque 5%.

A partir du onzième mois avant l'annonce, qui correspond au début du deuxième semestre, les analystes arrivent à bien anticiper les résultats. Cependant, il faut remarquer que le coefficient \hat{b}_t devient statistiquement supérieur à 1 durant le mois qui suit le mois d'annonce. Ce phénomène indique que pour certains cas d'annonce, les analystes continuent à publier leurs estimations qui sont différentes aux réalisations. Le nombre des analystes qui expriment ainsi leurs divergences dans la détermination des résultats est assez faible (test de Signe= -2,81).

Ces déductions rejoignent ceux de De Bondt et Thaler qui montraient, en utilisant la même base de données I/B/E/S, que les prévisions avaient tendance à être trop optimistes par rapport aux réalisations. Grandin (1992), en utilisant une base de données française d'Associés en Finance, aboutit aux mêmes conclusions. Cependant, il trouve en plus que le coefficient \hat{b}_t devient significativement supérieur à 1 durant les quatre mois avant la fin de l'exercice.

Le tableau N°8 permet de mettre en évidence la réaction des analystes lors de l'annonce des résultats puisque leurs révisions sont significativement fréquentes durant ce mois (Test de Student =3,49). L'annonce des résultats a donc un effet considérable sur le comportement des analystes bien que les prévisions transmises sont précises plusieurs mois avant l'annonce.

En fait, chaque consensus mensuel du marché est constitué de quelques analystes qui arrivent à bien prédire les réalisations. C'est au moment de l'annonce qu'un nombre significatif d'analystes corrigent leurs anticipations. Certains analystes retardataires publient leurs estimations après le mois d'annonce et constituent un nombre assez faible. Le test de Signe révèle que, dans la plupart des cas, le pourcentage des analystes qui révisent leurs résultats est inférieur au pourcentage normal.

4. Relation entre la réaction des analystes et la réaction des investisseurs

L'analyse de la relation entre la réaction des analystes et la réaction des investisseurs peut être vérifiée en examinant la relation entre l'erreur de prévision et la rentabilité anormale au niveau des signes et au niveau de l'ampleur de l'erreur.

Tableau N°7 : Résultats de la régression

Modèle se basant sur la médiane pour la construction du consensus							Modèle se basant sur la moyenne pour la construction du consensus						
Date	EAM _t	\hat{a}_t	t(\hat{a}_t)	\hat{b}_t	t(\hat{b}_t)	R ²	Date	EAM _t	\hat{a}_t	t(\hat{a}_t)	\hat{b}_t	t(\hat{b}_t)	R ²
-20	1,49	-2,45	-1,81	0,85	-5,30	72%	-20	1,47	-2,13	-1,53	0,84	-5,64	70%
-19	1,23	-1,06	-0,75	0,84	-5,56	70%	-19	1,23	-1,52	-1,14	0,84	-5,93	72%
-18	1,44	-2,23	-1,68	0,89	-4,05	73%	-18	1,22	-2,19	-1,65	0,88	-4,17	73%
-17	1,15	-1,40	-0,97	0,88	-3,98	68%	-17	1,16	-1,41	-0,98	0,87	-4,23	68%
-16	1,12	-2,52	-2,02	0,91	-3,23	76%	-16	1,14	-2,55	-2,02	0,91	-3,42	75%
-15	1,05	-1,86	-1,37	0,91	-2,97	72%	-15	1,05	-2,12	-1,56	0,92	-2,83	72%
-14	0,98	-1,00	-0,72	0,88	-4,15	70%	-14	1,00	-1,06	-0,77	0,88	-4,17	70%
-13	0,98	-1,60	-1,23	0,92	-2,67	73%	-13	0,98	-1,71	-1,32	0,92	-2,79	74%
-12	0,91	-1,87	-1,59	0,94	-2,34	78%	-12	0,94	-1,83	-1,55	0,93	-2,53	78%
-11	0,86	-2,50	-2,22	0,96	-1,76	80%	-11	0,91	-2,86	-2,48	0,96	-1,56	79%
-10	0,82	-2,36	-2,02	0,97	-1,22	78%	-10	0,84	-2,48	-2,06	0,97	-1,18	77%
-9	0,76	-2,32	-2,00	0,98	-0,72	79%	-9	0,79	-2,26	-1,92	0,96	-1,48	78%
-8	0,70	-2,33	-2,21	0,99	-0,59	82%	-8	0,72	-2,57	-2,37	0,99	-0,46	81%
-7	0,62	-1,83	-1,58	0,99	-0,32	79%	-7	0,65	-1,93	-1,65	0,99	-0,47	78%
-6	0,56	-1,25	-1,30	0,99	-0,41	84%	-6	0,61	-1,58	-1,66	0,99	-0,28	85%
-5	0,69	-0,01	-0,01	1,00	-0,14	77%	-5	0,68	-0,75	-0,66	1,01	0,42	78%
-4	0,48	-0,63	-0,76	0,99	-0,37	88%	-4	0,47	-1,00	-1,16	1,01	0,38	87%
-3	0,51	-0,84	-0,95	1,02	1,02	87%	-3	0,54	-1,25	-1,47	1,04	1,81	88%
-2	0,46	0,95	1,13	0,98	-1,24	87%	-2	0,49	0,30	0,37	0,99	-0,56	88%
-1	0,45	0,83	1,09	0,97	-1,65	89%	-1	0,48	0,79	1,04	0,97	-1,65	90%
0	0,23	-0,09	-0,01	0,99	-0,87	96%	0	0,24	-0,54	-1,17	1,00	-0,47	97%
1	0,31	-0,44	-0,01	0,98	-2,21	97%	1	0,34	-0,39	-0,03	0,97	-2,23	97%
2	0,30	-0,41	0,00	0,98	-1,52	98%	2	0,29	-0,52	-0,01	0,98	-1,76	98%

Tableau N°8 : Réaction au niveau du nombre des révisions faites par les analystes financiers

Mois	MPRA _t	Test de Student	Test de Signe
t=0	0,031	3,49	0,68
t=1	-0,009	-0,60	-2,81

4.1 Sens des réactions

Une fois les comportements des analystes et des investisseurs identifiés, il est intéressant de comparer le sens de leurs réactions respectives. Plus précisément, il s'agit d'étudier le comportement des investisseurs lors de l'annonce des bénéfices annuels en distinguant les annonces positives et celles négatives. Les cas où la valeur du bénéfice réel est supérieure à la prévision sont considérés comme des annonces positives et sont classés dans un premier groupe. Les cas où la valeur du bénéfice réel est inférieure à la prévision sont considérés comme des annonces négatives et sont classés dans un deuxième groupe. Les cas où la valeur du bénéfice réel est similaire à celle prévue sont classés dans un troisième groupe.

L'étude du comportement des investisseurs lorsque les analystes sous estiment ou surestiment la valeur du bénéfice est intéressante car elle permet de savoir si les investisseurs ont ou non réagi de la même manière que les analystes.

Dans ce cadre, Ball et Brown (1968), Patell (1976), Imhoff et Lobo (1984) étudient le comportement des investisseurs américains et aboutissent à une tendance positive des résidus entourant les annonces positives. Par contre, les résultats relatifs à l'annonce négative sont contradictoires dans le sens où certaines études [Imhoff et Lobo (1984)] ont abouti à une réaction négative alors que d'autres n'arrivent pas à des conclusions concrètes. Desrochers (1991) réalise la même étude sur le marché canadien et confirme les mêmes résultats.

L'identification des cas d'annonces positives et négatives a été faite en adoptant un certain seuil. Ce seuil est emprunté à la norme 15 de l'IFAC. Cette norme stipule que si l'écart entre le bénéfice publié et celui après avoir effectué un audit dépasse 5%, l'auditeur ne peut pas émettre un avis favorable car la différence est considérée comme significative. Ce seuil a été retenu pour différencier les annonces positives de celles négatives.

$$Ecart_{(\%)} = (BPA_{réel} - BPA_{prévu}) / BPA_{réel}$$

- Si l'Ecart(%) \geq 5%, les analystes sous estiment la valeur des bénéficières par action (BPA) et l'annonce est qualifiée de positive ;
- Si l'Ecart(%) \leq -5%, les analystes surestiment la valeur des bénéficières par action (BPA) et l'annonce est qualifiée de négative ;
- Si -5% < l'Ecart(%) < 5%, les analystes ont bien anticipé la valeur des bénéficières par action (BPA) et ils ne réagissent pas en conséquence.

Le bénéfice par action (BPA) prévu est mesuré par le consensus du marché. Ce consensus est construit en considérant la médiane et la moyenne arithmétique des dernières prévisions faites par chaque analyste. Les prévisions retenues correspondent à une période ne dépassant pas les 11 mois avant la date de publication puisque d'après les résultats du tableau N°7, au-delà de ce délai, les prévisions deviennent imprécises.

A chaque instant (t) de la période d'événement et pour chaque titre (i), correspond un résidu standardisé (RS_{it}) qui est égal au rendement anormal (RA_{it}) divisé par son écart type estimé. Pour mesurer la réaction globale du marché, il suffit de faire la moyenne des résidus standardisés (MRS_t).

$$MRS_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N RS_{it} \approx N(m, 1/\sqrt{N})$$

Sous l'hypothèse nulle indiquant l'absence d'une réaction significative du marché, MRS_t suit une loi normale $N(0, 1/\sqrt{N})$. En multipliant ce terme par \sqrt{N} , $MRS_t \sqrt{N}$ suit donc une loi normale centrée et réduite $N(0, 1)$.

$$T_N = MRS_t * \sqrt{N} \approx N(0,1)$$

La réaction du marché financier français suite aux trois types d'annonce est résumée dans le tableau N°9. Il montre l'ampleur et la signification des 31 résidus anormaux moyens (RAM_t) calculés pour chaque type d'annonce. Les résultats relatifs aux annonces positives révèlent l'évolution attendue selon laquelle les investisseurs y réagissent de façon positive et significative un jour avant l'annonce. Ce résultat pourrait être expliqué par le fait que pour certaines firmes, le vrai jour zéro est le jour -1. Cette réaction persiste durant les trois jours suivants reflétant le réajustement tardif du comportement des investisseurs.

En ce qui concerne les annonces négatives, le marché réagit positivement avant 9 jours de l'annonce suivie d'une chute significative des rendements le jour de l'annonce. Bien que cette chute ait attendu, la hausse des rendements anormaux reste, cependant, inexpliquée.

Quant aux annonces dont le résultat réel est similaire à celui prévu, la réaction du marché se traduit par une hausse des résidus anormaux deux jours après cette divulgation. Un ajustement à la baisse a eu lieu 7 jours après l'annonce. L'une des explications avancées à ce résultat inattendu est que le classement des annonces est mal spécifié. Dans ce sens, l'étude a été refaite en considérant seulement 2 types d'annonce : annonce favorable lorsque l'écart entre le bénéfice publié et le bénéfice estimé est supérieur à 0 et annonce défavorable dans le cas inverse.

Les résultats obtenus sont identiques à ceux présentés dans le tableau N°9 pour les écarts positif et négatif. L'adoption du seuil de 5% pour identifier les types d'annonce n'est pas donc adéquate. Les investisseurs réagissent favorablement lorsque la valeur du bénéfice publié est supérieure à celle prévue même si l'écart n'excède pas le seuil de 5%.

4.2 Association entre la réaction des investisseurs et la réaction des analystes

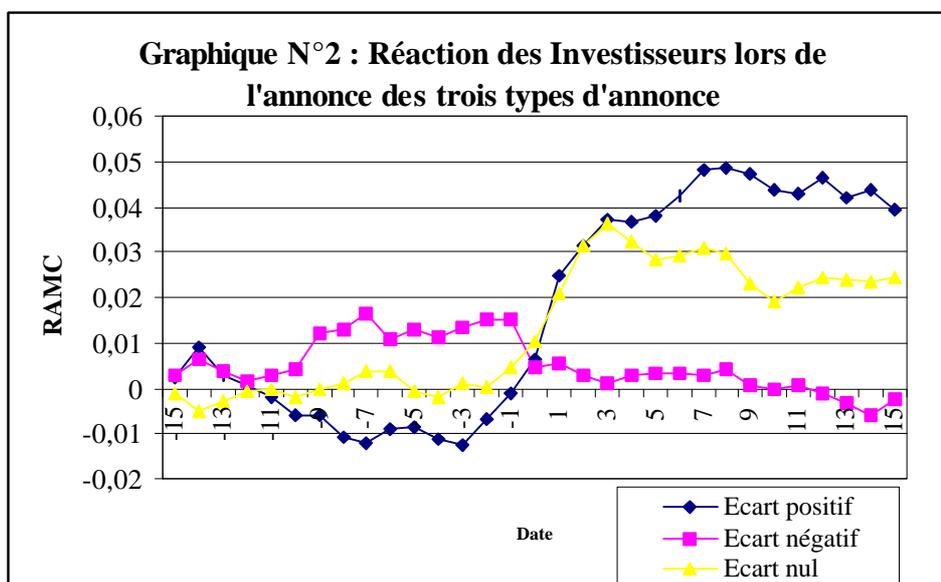
Le changement des prévisions des analystes lors de l'annonce des bénéfices reflète la surprise que provoque le contenu des informations divulguées. Dans ce sens, il est intéressant de voir si cette surprise influence aussi le comportement des investisseurs. Les études réalisées dans ce cadre se basent sur les études d'association entre les erreurs de prévision (mesurant la surprise) et les rendements anormaux des titres (mesurant la réaction des investisseurs).

(Ball et Brown, 1968), parmi les premiers, ont montré qu'il existe une association positive entre le signe de l'erreur des prévisions des modèles mécanistes et les rendements anormaux. Plusieurs autres études ont examiné le même problème en utilisant des sources de prévision, des périodes d'étude et des échantillons de firmes différents et ont abouti à une relation positive établie sur le marché américain.

Tableau N°9 : Rendement anormal moyen (RAM_t) autour des 3 types d'annonce

Ecart positif (47 cas)			Ecart négatif (49 cas)			Ecart nul (49 cas)			de Signe		
	RAM _t	Test de Normalité	Test de Signe		RAM _t	Test de Normalité	Test de Signe		RAM _t	Test de Normalité	de Signe
-15	0,002	0,38	-1,31	-15	0,003	1,49	-0,14	-15	-0,001	-0,45	-1,00
-14	0,006	1,67	1,02	-14	0,003	1,12	-0,43	-14	-0,004	-1,42	-1,86
-13	-0,006	-1,90	-3,06	-13	-0,003	-1,14	-1,29	-13	0,002	0,65	-0,71
-12	-0,003	-0,76	-0,73	-12	-0,002	-0,75	-1,57	-12	0,002	0,33	0,43
-11	-0,002	-0,23	-1,02	-11	0,002	0,42	0,14	-11	0,001	-0,23	-0,71
-10	-0,004	-1,14	-1,60	-10	0,001	0,50	-0,14	-10	-0,002	-0,52	-1,00
-9	0,000	0,00	-0,15	-9	0,008	2,98	1,86	-9	0,002	0,42	-0,71
-8	-0,005	-1,66	-1,90	-8	0,001	-0,22	0,71	-8	0,001	0,65	-1,29
-7	-0,001	-0,60	1,02	-7	0,004	1,22	0,14	-7	0,003	1,28	-0,14
-6	0,003	1,09	0,44	-6	-0,006	-1,81	-1,57	-6	0,000	-0,17	0,14
-5	0,000	0,29	-0,44	-5	0,002	0,62	-0,14	-5	-0,004	-1,59	-1,57
-4	-0,003	-0,76	-1,90	-4	-0,002	-0,78	-0,14	-4	-0,001	-0,36	-0,14
-3	-0,001	-0,53	-0,44	-3	0,002	0,86	1,00	-3	0,003	0,81	0,14
-2	0,005	1,47	0,44	-2	0,002	0,71	-0,14	-2	-0,001	-0,33	0,43
-1	0,006	2,46	0,73	-1	0,000	-0,28	-0,14	-1	0,005	1,54	1,00
0	0,007	2,32	1,60	0	-0,011	-3,45	-2,14	0	0,006	1,92	0,71
1	0,018	5,16	1,90	1	0,001	-0,38	-0,71	1	0,011	3,45	0,71
2	0,007	1,55	0,73	2	-0,003	-0,56	-1,00	2	0,011	3,10	1,86
3	0,006	2,00	1,02	3	-0,002	-0,57	-0,14	3	0,005	1,12	-0,43
4	0,000	0,07	-0,15	4	0,002	0,90	1,86	4	-0,004	-0,94	-0,43
5	0,001	0,50	-0,15	5	0,000	-0,06	-0,43	5	-0,004	-1,46	-1,57
6	0,004	1,30	-0,15	6	0,000	-0,33	-1,00	6	0,001	0,05	-0,43
7	0,006	2,07	1,02	7	-0,001	0,14	-0,71	7	0,002	0,77	-0,71
8	0,001	0,25	-1,02	8	0,002	0,22	0,71	8	-0,001	-0,85	-0,43
9	-0,002	-0,56	-1,90	9	-0,004	-0,85	-1,86	9	-0,007	-2,77	-2,14
10	-0,003	-1,73	-1,60	10	-0,001	-0,73	0,14	10	-0,004	-1,64	-1,86
11	-0,001	-0,70	-1,90	11	0,001	0,24	-0,14	11	0,003	0,90	-0,43
12	0,004	1,58	0,73	12	-0,002	-0,70	-1,29	12	0,002	0,58	-0,14
13	-0,005	-1,57	-1,60	13	-0,002	-0,70	-1,29	13	0,000	-0,10	-0,71
14	0,002	0,63	1,02	14	-0,003	-0,76	-2,71	14	0,000	-0,22	-0,71
15	-0,004	-1,34	-2,19	15	0,003	2,01	1,00	15	0,001	0,66	0,14

Graphique N°2 : Réaction des Investisseurs lors de l'annonce des trois types d'annonce



Ainsi, (Hagerman, Zmizewski et Shah, 1984) reprennent la même étude d'association mais en tenant compte de l'annonce aussi bien des bénéfices annuels que des bénéfices trimestriels. Ils trimestriels et non pas annuels. Ce résultat a été confirmé par les études de (Jennings, 1987) et (Elgers et Murray, 1992) qui se sont basées sur les prévisions des analystes et non pas sur les prévisions mécanistes pour mesurer l'erreur. (Forbes et Skerratt, 1992) trouvent, en plus, qu'il n'y a aucune relation entre la révision des analystes et la réaction des investisseurs identifiée durant une période antérieure à la révision. De même, (Arbarnell, 1991) arrive à conclure moyennant l'utilisation du tableau de contingence qu'il y a dépendance entre le signe de l'erreur et celui du rendement anormal cumulé.

L'étude faite sur le marché français [Grandin (1992)], se basant sur des données mensuelles, suggère aussi qu'il y ait une relation positive jusqu'à des horizons très courts. Cette association est plus forte pour les portefeuilles composés à partir des erreurs de prévisions les plus récentes que pour ceux composés sur la base des erreurs de prévisions les plus anciennes.

La présente étude reprend donc l'examen de la relation entre le rendement anormal cumulé (CAR_{it}) et l'erreur de prévision en pourcentage ($ECART\%_{it}$) en analysant, pour chaque type d'annonce, la corrélation entre ces deux variables.

$$CAR_{it} = a_t + b_t * ECART\%_{it} + e_{it}$$

- t : chaque date de la période allant d'un jour avant l'annonce jusqu'à la fin de la période de l'événement

L'erreur de prévision ($ECART\%_{it}$), qui reflète la surprise des analystes, explique la réaction des investisseurs lorsque le coefficient (\hat{b}) est significativement différent de 0.

Les résultats obtenus dans le tableau N°10 montrent qu'il y a une corrélation significativement positive entre l'erreur de prévision et le rendement anormal cumulé après les annonces positives. La surprise explique donc une partie de la réaction des investisseurs puisque le coefficient de détermination arrive à 11% au jour 10 après l'annonce.

Par contre, le coefficient d'estimation (\hat{b}) est insignifiant pour les annonces négatives et celles dont l'erreur est nulle. La surprise des analystes n'explique pas la réaction des investisseurs et il y a donc d'autres facteurs qui influencent leur comportement.

5. Conclusion

Ce papier souligne l'utilité des informations comptables publiées par les firmes françaises dans la prise de décision des investisseurs, notamment celles relatives aux résultats annuels et intérimaires. Les investisseurs réagissent favorablement aux annonces positives et

défavorablement aux annonces négatives. La publication des comptes annuels a, par contre, un effet moindre.

Cette recherche a pu aussi identifier deux groupes de firmes : firmes ayant des rendements anormaux significatifs (50% des cas) au moment de la divulgation des informations et firmes ne constatant aucune réaction (50% des cas).

Par ailleurs, les analystes financiers réagissent lors de la publication des résultats annuels et un nombre significatif d'analystes révisant leurs prévisions. Leur surprise, provoquée par cette publication, n'explique qu'une partie de la réaction des investisseurs lors de la publication des annonces favorables.

Devant ces résultats, il est intéressant d'élargir notre analyse en essayant de déceler les facteurs, outre l'effet "surprise", qui peuvent déterminer le comportement des investisseurs lors des annonces d'informations comptables.

Tableau N°10 : Résultats de la régression en utilisant la moyenne des prévisions pour construire le consensus¹

Date	Ecart positif					Ecart négatif					Ecart nul				
	a	t(a)	\hat{b}	t(\hat{b})	R ²	a	t(a)	\hat{b}	t(\hat{b})	R ²	a	t(a)	\hat{b}	t(\hat{b})	R ²
-1	0,01	1,60	0,00	0,07	0%	0,00	0,29	0,00	-0,92	2%	0,01	1,77	-0,01	-0,49	1%
0	0,01	2,36	0,00	0,33	0%	-0,01	-2,35	0,00	0,41	0%	0,01	1,78	0,02	0,59	0%
1	0,03	4,15	0,00	0,76	1%	-0,01	-1,45	0,00	0,13	0%	0,02	2,87	-0,01	-0,37	1%
2	0,04	4,09	0,00	1,17	3%	-0,01	-1,46	0,00	-0,13	0%	0,02	3,07	-0,02	-0,51	1%
3	0,05	4,41	0,01	1,52	5%	-0,01	-1,33	0,00	-1,53	4%	0,02	2,74	-0,02	-0,43	1%
4	0,05	4,37	0,01	1,74	7%	-0,01	-0,90	-0,01	-1,88	7%	0,01	1,16	0,01	0,14	0%
5	0,05	4,00	0,01	1,50	5%	-0,01	-1,16	0,00	-0,53	0%	0,01	0,84	-0,01	-0,16	0%
6	0,05	3,95	0,01	1,72	7%	-0,01	-1,00	0,00	-0,44	0%	0,01	0,93	-0,01	-0,09	0%
7	0,06	4,32	0,01	1,72	7%	-0,01	-1,04	0,00	-0,38	0%	0,01	1,12	-0,02	-0,29	1%
8	0,06	4,40	0,01	1,89	8%	-0,01	-0,87	0,00	-0,45	0%	0,01	0,87	-0,05	-0,81	2%
9	0,06	4,09	0,01	2,02	9%	-0,01	-1,29	0,00	-0,23	0%	0,00	0,16	-0,03	-0,38	1%
10	0,06	3,51	0,01	2,28	11%	-0,01	-1,30	0,00	-0,34	0%	0,00	-0,38	-0,01	-0,08	0%
11	0,06	3,21	0,01	2,00	8%	-0,01	-1,17	0,00	-0,33	0%	0,00	0,01	-0,01	-0,16	0%
12	0,06	3,46	0,01	1,88	8%	-0,01	-1,28	0,00	-0,46	0%	0,00	-0,02	-0,01	-0,14	0%
13	0,06	3,16	0,01	1,69	6%	-0,02	-1,41	0,00	-0,74	1%	0,00	-0,36	0,00	0,03	0%
14	0,06	3,47	0,01	1,85	7%	-0,02	-1,70	0,00	-0,67	1%	0,00	-0,36	0,00	0,02	0%
15	0,05	3,21	0,01	1,93	8%	-0,02	-1,32	0,00	-0,68	1%	0,00	-0,33	0,01	0,08	0%

¹ Les mêmes résultats ont été obtenus en utilisant la médiane pour construire le consensus.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Abarbanall J.S. (1991) «Do Analyst's Earnings Forecasts Incorporate Information in Prior Stock Price Changes?», *Journal of Accounting and Economic* 14, pp. 147-167.
- Ali A., Klein A. et Rosenfeld J. (1992) «Analysts' Use of Information about Permanent and Transitory Earnings Components in Forecasting Annual EPS», *The Accounting Review*, Vol.67, No.1, pp.183-198.
- Ball R. et Brown P. (1968) «An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers», *Journal of Accounting Research*, Vol.6, No.2, pp.159-178.
- Barber B.M. et Lyon J.D. (1997) «Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics», *Journal of Financial Economic* 43, pp. 341-372.
- Beaver W.H. (1968) «The Information Content of Annual Earnings Announcements», *Empirical Research in Accounting Selected Studies, Supplement to Journal of Accounting Research*, Vol.6, pp.67-92.
- Berry M.A., Gallinger G.W. et Henderson G.V. (1990) «Using Daily Stock Returns in Event Studies and the Choice of Parametric Versus Non-Parametric Test Statistics», *Quarterly Journal of Business and Economics* 29, No.1, pp.70-86.
- Brown F., Foster G. et Noreen E. (1985) «Security Analyst Multi-year Earnings Forecasts and Capital Market», *Studies in Accounting Research*, No.21, *American Accounting Association*.
- Brown L.D. et Han J.C.Y. (1992) «The Impact of Annual Earnings Announcements on Convergence of Beliefs», *The Accounting Review*, Vol.67, No.4, pp.862-875.
- Brown L.D., Richardson G.D. et Schwager S.J. (1987) «An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings», *Journal of Accounting Research*, Vol.25, No.1, pp.49-67.
- Brown S.J. et Warner J.B. (1985) «Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies», *Journal of Financial Economic* 14, pp. 3-31.
- Brookfield D. et Morris R. (1992) «The Market Impact of UK Company News Announcements», *Journal of Business Finance and Accounting* 19, No.4 (Juin), pp.585-602.
- Cready W.M. et Mynatt P.G. (1991) «The Information Content of Annual Reports: a Price and Trading Response Analysis», *The Accounting Review*, Vol.66 (Avril), pp.291-312.
- Corhay A. et Rad A.T. (1996) «Conditional Heteroskedasticity Adjusted Market Model and an Event Study», *The Quarterly Review of Economics and Finance* Vol.36, No.4, pp.529-538.
- De Bondt W. et Thaler R. (1990) «Do Security Analysts overreact? », *American Accounting Review*, Vol.80, No.2, (Mai), pp.52-57.
- Desrochers J. (1991) «Bénéfice Annuel et Réaction Boursière au Canada», *FINECO*, Vol.1, No.1 Automne, pp.61-77.
- Elgers P. et Murray D. (1992) «The Relative and Complementary Performance of Analyst and Security-price-based Measures of Expected Earnings», *Journal of Accounting and Economic* 15, pp. 303-316.
- Fama E.F. (1998) «Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance», *Journal of Financial Economic* 49, pp. 283-306.
- Fama E.F., Fisher L., Jensen M.C. et Roll R. (1969) «The Adjustment of Stock Prices to New Information», *International Economic Review* Vol.10, No.1, pp.1-21.
- Fama E.F. et French K.R. (1992) «The Cross-Section of Expected Stock Returns», *Journal of Finance* Vol.XLVII, No.2 (Juin), pp.427-465.
- Fama E.F. et French K.R. (1993) «Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds», *Journal of Financial Economic* 33, pp. 3-56.
- Fama, E.F. et French K.R. (1996) «Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies», *Journal of Finance*, Vol.51, pp.55-84.
- Firth M. (1981) «The Relative Information Content of the Release of Financial Results Data by Firms», *Journal of Accounting Research*, Vol.19, No.2, pp.521-529.
- Foster T.W., Jenkins D.R. et Vickrey D.W. (1986) «The Incremental Information Content of the Annual Report», *Accounting and Business Research*, Septembre, pp.91-98.

- Forbes W.P. et Skerratt L.C.L. (1992) «Analysts' Forecast Revisions and Stock Price Movements», *Journal of Business Finance and Accounting* 19, (Juin), pp.555-569.
- Giraud O. (1984) «L'effet de l'annonce d'informations comptables d'une firme sur le comportement boursier des actions des autres firmes du même secteur industriel: le cas du marché français 1977-1980», Cahier de Recherche No.8402, *Centre de Recherche sur la gestion*, Université de Paris-Dauphine.
- Grandin P. (1992) «Analyse du contenu informationnel d'un consensus de marché», Thèse pour le doctorat en Sciences de Gestion, Paris IX.
- Hagerman R., Zmijewski M.E. et Shah P. (1984) «The Association Between the Magnitude of Quarterly Earnings Forecast Errors and Risk-Adjusted Stock Returns», *Journal of Accounting Research*, Vol.22, No.2, pp.526-540.
- Imhoff E.A. et Lobo G.L. (1984) «Information Content of Analysts' Composite Forecast Revisions», *Journal of Accounting Research*, Vol.22, No.2, pp.541-554.
- Jaggi B. et Jain R. (1998) «An Evaluation of Financial Analysts' Earnings Forecasts for Hong Kong Firms», *Journal of Financial Management and Accounting*, Vol.9, No.3, pp.177-200.
- Jennings R. (1984) «Unsystematic Security Price Movements, Management Earnings Forecasts, and Revisions in Consensus Analyst Earnings Forecasts», *Journal of Accounting Research*, Vol.1, pp.113-128.
- Kiger J. (1972) «An Empirical Investigation of NYSE, Volume and Price Reactions to the Announcements of Quarterly Earnings», *Journal of Accounting Research*, Vol.25, No.1, pp.90-110.
- Kross W., Ro B. et Schroeder D. (1990) «Earnings Expectations: The Analysts' Information Advantage», *The Accounting Review*, Vol.65, No.2, pp.461-476.
- Landsman W.R. et Maydew E.L. (1999) «Beaver (1968) Revisited: Has the Information Content of Annual Earnings Announcements Declined in the Past Three Decades? », Papier de recherche.
- Martinez I. (1994) «La pertinence de l'information comptable dans les rendements boursiers: une étude empirique sur le marché français», Thèse pour le doctorat en Sciences de Gestion, Toulouse I, 304 pages.
- MacKinlay A.C. (1997) «Event Studies in Economics and Finance», *Journal of Economic Literature*, Vol.XXXV, No.1 (Mars), pp.13-40.
- Morse D. (1981) «Price and Trading Volume Reaction Surrounding Earning Announcements: a Closer Examination», *Journal of Accounting Research*, Vol.19, No.2, pp.374-383.
- O'Brien P.C. (1988) «Analysts' Forecasts as Earnings Expectations», *Journal of Accounting and Economic* 10, pp. 53-83.
- Oppong A. (1980) «Information Content of Annual Earning Announcements Revisited», *Journal of Accounting Research*, Vol.18, pp.574-584.
- Patell J.M. (1976) «Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behaviour Empirical Tests», *Journal of Accounting Research*, Vol.14, pp.246-276.
- Rippington F.A. et Taffler R.J. (1995) «The Information Content of Firm Financial Disclosures», *Journal of Business Finance and Accounting* 22, Avril, pp.345-362.
- Stickel S.E. (1989) «The Timing of and Incentives for Annual Earnings Forecasts Near Interim Earnings Announcements», *Journal of Accounting and Economic* 11, pp. 275-292.
- Subramaniam C. (1997) «Detecting Information Content of Corporate Announcements Using Variance Increases : A Methodological Study», *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol.12, No.4, pp.415-430.
- Tchemeni E. (1993) «Le contenu informatif des prévisions de résultats exprimées par les analystes et les dirigeants d'entreprises» Cahier de Recherche No.9305, *Centre de Recherche sur la gestion*, Université de Paris-Dauphine.
- Trueman B. (1990) «Theories of Earnings-Announcement Timing», *Journal of Accounting and Economic* 13, pp. 285-301.