



HAL
open science

CRISE DE CONFIANCE ET INFORMATION COMPTABLE: UNE ETUDE EMPIRIQUE DES REACTIONS DU MARCHE FRANÇAIS A L'ANNONCE DES AFFAIRES ENRON ET WORLDCOM

Serge Evraert, Stéphane Trebucq

► **To cite this version:**

Serge Evraert, Stéphane Trebucq. CRISE DE CONFIANCE ET INFORMATION COMPTABLE: UNE ETUDE EMPIRIQUE DES REACTIONS DU MARCHE FRANÇAIS A L'ANNONCE DES AFFAIRES ENRON ET WORLDCOM. Identification et maîtrise des risques: enjeux pour l'audit, la comptabilité et le contrôle de gestion, May 2003, France. pp.CD-Rom. halshs-00582775

HAL Id: halshs-00582775

<https://shs.hal.science/halshs-00582775>

Submitted on 4 Apr 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.

***CRISE DE CONFIANCE ET
INFORMATION COMPTABLE :
UNE ETUDE EMPIRIQUE
DES REACTIONS DU
MARCHE FRANÇAIS
A L'ANNONCE DES AFFAIRES
ENRON ET WORLDCOM***

Serge Evraert, Professeur, IAE de Bordeaux, Université Montesquieu Bordeaux IV

IAE de Bordeaux, Place Pey-Berland 33000 Bordeaux

Tél : 05 56 00 45 67 Email : evraert@montesquieu.u-bordeaux.fr

Stéphane TREBUCQ, Maître de Conférence, Université Montesquieu Bordeaux IV

29 rue de la cape, R. Biarritz Ap.F/28 33200 Bordeaux

Tél : 05 56 02 64 61 Email : trebucq@montesquieu.u-bordeaux.fr

Première version : Décembre 2002

Version révisée : Mars 2003

Merci d'adresser vos remarques et commentaires aux auteurs. Par ailleurs, pour toute utilisation de ce texte, nous vous serions gré de bien vouloir en formuler la demande préalablement.

<p>Résumé : En se fondant sur la variation des cours boursiers affectant les sociétés de l'indice CAC40, le présent article examine les réactions du marché français consécutives à l'annonce officielle par Enron et Worldcom de la falsification de leurs comptes. L'étude montre qu'en situation d'une défiance généralisée vis-à-vis de l'information comptable, à l'occasion de l'événement Enron (octobre 2001), les marchés financiers ont pris en considération la clarté du hors-bilan et la qualité des auditeurs externes. En revanche, lors de l'affaire Worldcom (juin 2002), la confiance étant restaurée, l'information comptable quantitative concernant la performance a recouvré son entière pertinence, de même que la qualité des hors-bilans. L'une et l'autre ont été ainsi prises en considération, et ont contribué <i>de facto</i> à expliciter une part non négligeable des rentabilités anormales observées sur le marché français.</p> <p>Mots clés : Comptabilité, Confiance, Rentabilité anormale, Etude d'événement, Enron, Wordcom, Marché Français, CAC40.</p>	<p>Abstract : Based on the market value of the CAC40 index shares, this article provides an analysis of the French market reactions during the Enron and Worldcom annonces of their false financial statements. Our empirical results show how accounting information is used when financial markets lack of trust. During the Enron event (october 2001), the French market reactions have not been related to quantitative data, and companies with the clearest off-balance sheets and the best auditors' quality have been sanctioned. On the opposite, during the Worldcom event (june 2002), market reactions have been linked to quantitative accounting data measuring performance, and to the quality of off-balance sheets. Abnormal returns have also been less negative for companies with a high performance and off-balance sheets of quality. Quantitative accounting data has then explained a significant part of abnormal returns, and financial statements have been obviously used with a higher confidence.</p> <p>Key Words : Accounting, Trust, Abnormal Return, Event Study, Enron, Worldcom, French Market, CAC40.</p>
--	--

Introduction

L'une des conditions *sine qua non* à la réalisation d'une bonne allocation des fonds réside sans conteste dans l'existence d'une efficience informationnelle. Il faut entendre par là le fait que le cours de bourse reflète bien, de manière complète et instantanée, toute l'information disponible, à la fois historique et prévisionnelle, concernant la firme (Fama 1970). Dès lors, ce sont les fondations mêmes de tout l'édifice financier qui sont ébranlées si l'on considère que les anticipations peuvent résulter d'une information comptable n'obéissant plus au principe de l'image fidèle du patrimoine, du résultat et de la situation financière des entreprises (voir Evraert & Prat 1999:26). Même s'il est vrai que l'application des différentes règles comptables conformément à la loi peut rendre le résultat de toute entreprise "élastique dans l'espace et dans le temps" (Malo & Giot 1995), le contrôle exercé par les auditeurs et les commissaires aux comptes devrait suffire à garantir la pertinence¹ et la fiabilité² des

¹ "La pertinence désigne la valeur d'usage ou l'utilité de l'information pour une utilisation et un destinataire particulier. C'est une notion subjective qui change avec l'utilisateur et les décisions à prendre." (Evraert 2000:467)

² "La fiabilité garantit l'absence d'anomalie ou d'erreur. Elle s'appuie sur la conformité aux normes, règles, procédures et réside dans le domaine de l'objectivité. Les notions d'application de bonne foi (sincérité) des règles (régularité), encore utilisées par le droit comptable français, pour rechercher l'image fidèle, en sont très proches." (Evraert 2000:467)

informations comptables rendues publiques. Quant aux investisseurs professionnels, préjugés rationnels, ils devraient être capables de retraiter l'information comptable, et partant de déjouer toute tentative de manipulation des comptes. Pourtant les affaires Enron et Worldcom, survenues récemment aux Etats-Unis, ont battu en brèche de telles assertions. La confiance³ traditionnellement accordée à l'information comptable certifiée, au même titre que celle portée à la compétence et à l'indépendance des analystes financiers, s'en sont trouvées considérablement affectées.

Dans un tel contexte de crise de confiance, on peut légitimement s'interroger sur les éléments ayant pu provoquer les réactions boursières observées sur le marché français. En d'autres termes, comment peut-on expliquer la variation différenciée des titres de l'indice CAC40 à l'annonce des comptes falsifiés d'Enron⁴ (le 08/11/2001) et de Worldcom⁵ (21/06/2002) ? Est-il possible de tirer des enseignements pertinents pour ce qui concerne la relation existant entre l'information comptable et les réactions du marché boursier ?

- La méthodologie mise en œuvre, afin de répondre à un tel questionnement, consistera à tester les relations pouvant exister entre les rentabilités anormales, calculées à partir d'un modèle de marché (voir Hachette 1994:91), et ce, en fixant une fenêtre de 21 jours (de t-10 à t+10), et en intégrant une série de variables tirées de l'information comptable. Pour ce faire, on aura recours :

- d'une part, au bilan et au compte de résultat consolidés (ratios de performance, d'endettement, de liquidité, et de croissance) ;

- et d'autre part, au hors-bilan (assorti d'un jugement d'expert concernant non seulement la clarté du périmètre de consolidation, mais aussi la qualité, l'exhaustivité et l'accessibilité des explications concernant les engagements hors-bilan) tout en prenant en considération la notoriété des commissaires aux comptes.

Dans le cadre de cette recherche, la prise en compte de l'information relevant du hors-bilan apparaît comme essentielle (Benston & Hartgraves 2002). En effet, au cours de ces

³ Sur le sujet de la relation entre confiance et comptabilité, on pourra se reporter à Evraert (2000), ainsi qu'à Dipiazza et Eccles (2002).

⁴ Le 08/10/2001, Enron a émis un communiqué de presse dévoilant des manipulations comptables ayant contribué à surévaluer les bénéfices, et sous-évaluer l'endettement du groupe.

(<http://www.enron.com/corp/pressroom/releases/2001/ene/78-SECReleaseLtr.html>)

⁵ Quelques jours avant l'annonce officielle du 25/06/2002, l'analyste Jack Grubman, de Salomon Smith Barney, déclassait l'entreprise Worldcom pour avoir sous-estimé ses dépenses de 3,8 milliards de dollars.

dernières années, à l'instar d'Enron, d'autres entreprises, américaines ou françaises, ont utilisé une série d'options comptables permettant de placer, hors du périmètre de consolidation, certains engagements financiers se révélant fort coûteux *a posteriori*. Face à de telles pratiques, assimilables à une désinformation comptable, les Etats-Unis ont été contraints, dans l'urgence, de modifier leur réglementation (Hartgraves & Benston 2002).

Si l'hypothèse d'un marché financier efficient est retenue, on peut alors envisager que le marché français ait été conduit, à l'occasion des affaires Enron et Worldcom, à réexaminer l'ensemble des sociétés françaises du CAC40, en tenant compte de leurs caractéristiques comptables et de la transparence de leur information hors-bilan. La question est ici délicate, car les cours de bourse devraient, en théorie, intégrer de telles informations, au plus tard, à la publication des comptes⁶. Cependant, lorsqu'une suspicion survient à propos de la qualité des comptes, chaque opérateur est implicitement conduit à réajuster l'ensemble de ses positions en réexaminant, pour chaque entreprise, ses anticipations en matière de bénéfices et de risques⁷.

A contrario, on peut également considérer que les réactions du marché français ne sont pas liées à l'information comptable, et ce à plusieurs titres :

- soit, que les investisseurs et les analystes financiers aient, pour la plupart d'entre eux, estimé que les scandales touchant des sociétés américaines ne concernaient pas directement le marché français ;
- soit, que les investisseurs et les analystes financiers n'aient prêté, à cette occasion, qu'une attention limitée aux informations comptables et à l'information hors-bilan ;
- soit encore, que les réactions du marché français soient tellement diverses, voire irrationnelles⁸, que l'ampleur des variations ne puisse plus être imputable au contenu même des états financiers.

Nous présentons ci-après la méthodologie suivie afin de départager ces différents points de vue (A.), et les résultats empiriques obtenus (B.).

<http://www.worldcom.com/global/about/news/>

⁶ Les éléments communiqués avec une régularité trimestrielle permettent effectivement de réduire les délais de prise en compte, dans les cours, d'informations financières finalement publiées dans les comptes annuels.

⁷ Cela a été encore le cas très récemment, le 26 février 2003, avec l'affaire Ahold qui a entraîné un réexamen généralisé de l'information sur les marchés européens, et dans le cas français, une chute des cours de Suez de 10%, le même jour, des doutes ayant été émis quant à la véracité des comptes de cette dernière.

1. Méthodologie de la recherche

Conformément aux méthodologies couramment utilisées au sein du courant de recherche initié par Ball & Brown (1968) et consacré aux liens entre information comptable et cours boursiers (Dumontier 2000), les tests empiriques présentés ci-après s'appliquent aux relations pouvant exister entre, d'une part, un ensemble de variables tirées de l'information comptable et, d'autre part, les rentabilités anormales observées sur le marché français à l'occasion des scandales Enron et Worldcom. Ces derniers ont éclaté aux Etats-Unis à quelque six mois d'intervalle, soit respectivement fin 2001 et mi-2002. Nous décrirons en premier lieu les variables retenues, censées être représentatives du contenu de l'information comptable (1.), afin d'envisager, par la suite, une présentation des calculs des rentabilités anormales (2.), et des modèles explicatifs mis en œuvre (3.).

1.1. Caractéristiques et mesures retenues de l'information comptable

Résumer le contenu de l'information comptable semble une tâche pour le moins ardue, sinon impossible, tant les données sont nombreuses, variées et de nature différente. Les recherches consacrées aux liens existant entre l'information comptable et les marchés financiers retiennent généralement une série d'agrégats plus ou moins simplifiés, tels, par exemple, que la variation des bénéfices par action ou encore des ratios de rentabilité financière (voir Lev 1989). Toutefois, l'objet de la présente recherche ne consiste pas à observer la prise en considération d'une nouvelle information comptable, mais à intégrer l'émergence d'une suspicion à son encontre quant à sa pertinence et à sa fiabilité. C'est davantage la santé financière des entreprises françaises et leur profil de risque qui semblent déterminants.

C'est ainsi qu'une série d'informations quantitatives ont été extraites à partir de la base de données financières *Osiris*⁹. Celle-ci indique les ratios comptables usuels, tandis que des informations qualitatives ont été collectées par le biais du classement largement diffusé de la

⁸ On pourra se reporter, par exemple, au modèle d'Hellwig (1980), cité par Brennan (1991), supposant l'existence d'opérateurs boursiers plus ou moins informés.

⁹ <http://osiris.bvdep.com> (Bureau Van Dijk)

revue *Enjeux Les Echos*, concernant le degré de transparence de l'information hors-bilan des entreprises du CAC40. A cela s'ajoute la consultation des plaquettes financières des sociétés, qui ont permis non seulement d'identifier les comptes certifiés par le cabinet d'audit Arthur Andersen, impliqué dans les affaires Enron et Worldcom, mais aussi de calculer un indice, de notoriété et de qualité, attribué à la signature des commissaires aux comptes.

1.1.1. Caractéristiques quantitatives tirées de l'information comptable

Afin de retenir les principales caractéristiques quantitatives, une série de ratios comptables présentés ci-après ont été retenus pour les années 2000 et 2001 (voir tableau 1)¹⁰.

[Insérer ici le tableau 1]

L'information comptable représentée par ces ratios peut être synthétisée à l'aide d'une analyse factorielle. Cette procédure, menée pour l'année 2000, et renouvelée pour l'année 2001, a permis de dégager trois principaux facteurs représentant respectivement 72% et 79% de la variance expliquée. L'avantage d'un tel traitement est de pouvoir réduire la quantité d'information traitée, tout en obtenant des variables parfaitement indépendantes sur un plan statistique (Fox 1997:343)¹¹. L'interprétation des axes factoriels retenus, avec une valeur propre supérieure à 1, peut s'opérer à l'aide des matrices des composantes, ces dernières précisant les relations entre les axes factoriels et chaque ratio (voir tableaux 2 et 3).

[Insérer ici les tableaux 2 et 3]

L'analyse portant sur deux années, un tableau de corrélations croisées permet de rapprocher les facteurs obtenus lors de l'analyse factorielle menée avec les données de l'exercice 2000 (FAC1_1, FAC2_1, FAC3_1) et ceux correspondant aux données de l'exercice 2001 (FAC1_2, FAC2_2, FAC3_2) (voir tableau 4).

[Insérer ici le tableau 4]

¹⁰ Les données trimestrielles de l'année 2002 n'étant pas encore disponibles lors de notre consultation de la base de données Osiris, celles-ci n'ont pas été prises en compte dans l'analyse.

On peut déduire du tableau 4 l'existence de trois dimensions, pouvant être qualifiées de la manière suivante :

- un axe correspondant au niveau de performance, avec les facteurs FAC2_1 (pour l'année 2000) et FAC1_2 (pour l'année 2001), représentant l'un et l'autre les ratios de rentabilité,
- un axe pouvant représenter le risque financier, avec les facteurs FAC3_1 (pour l'année 2000) et FAC2_2 (pour l'année 2001), liés au niveau de l'endettement et des survaleurs,
- un axe lié à la croissance et au risque d'insolvabilité, avec les facteurs FAC1_1 (pour l'année 2000) et FAC3_2 (pour l'année 2001), recouvrant à la fois les ratios d'endettement et ceux liés à l'augmentation des crédits clients consécutive à la croissance du chiffre d'affaires.

1.1.2. Caractéristiques qualitatives de l'information comptable

La crise de confiance déclenchée par l'affaire Enron a rappelé l'importance d'une appréciation qualitative de l'information comptable. En effet, au delà des chiffres, c'est bel et bien sa validité qui a été remise en question. Il en est allé de même pour la qualité des contrôles effectués par les cabinets d'audit. Les mesures empiriques de ces différents aspects sont à présent exposées.

1.1.2.1. Transparence du hors-bilan

Bien avant que n'éclate le scandale Enron, les marchés financiers ont pu mesurer lors de l'épisode Alstom, en septembre 2001, qu'une partie des ventes réalisées avec les chantiers navals 'Renaissance Cruise', avait pu être cautionnée par Alstom dans le cadre d'une entité non consolidée. Un tel montage avait ainsi fait courir à Alstom un risque occulté de 684 millions d'euros, soit près de trois fois le bénéfice net de l'année 2001. De même, dans le cadre de l'affaire Enron, des entités ad hoc ont également été utilisées afin de masquer une partie significative de l'endettement de la firme. De tels faits montrent que la qualité de l'information hors-bilan est essentielle, lorsque l'on veut apprécier le risque encouru par une entreprise.

Lorsque les analystes traitent le hors-bilan, deux aspects paraissent fondamentaux. Il s'agit, d'une part, de la clarté des contours du périmètre de consolidation, et d'autre part, de la

¹¹ Les facteurs, indépendants statistiquement, peuvent être ainsi placés dans un modèle de régression linéaire multiple, sans avoir à déplorer un degré de multicollinéarité entre variables explicatives rendant aléatoire

nature des engagements en matière d'instruments financiers, comme par exemple les swaps, les contrats de change à terme, les options, et autres instruments de type caps ou floors. D'un point de vue général, plus le hors-bilan apparaît opaque et complexe, plus les risques financiers encourus peuvent être supposés importants. Dans le cadre de cette recherche, la mesure permettant d'apprécier empiriquement la transparence du hors-bilan correspond aux notations émises par l'agence DII et diffusées par la revue *Enjeux Les Echos* au mois de juin 2002. Chaque entreprise du CAC40 dispose ainsi de deux notations concernant respectivement la clarté et la qualité du hors-bilan (voir annexe 1), et correspondant à des variables discrètes ordinales (voir tableau 5). Sur la base de ces deux critères, des groupes comme Sodexo, Suez, Air Liquide ou Peugeot apparaissent exemplaires. A l'inverse, les comptes jugés les moins transparents sont ceux de groupes tels que Renault, Vivendi Universal, ou Alcatel.

[Insérer ici le tableau 5]

Toutefois, on n'observe pas corrélation significative entre la variable de clarté du hors-bilan (HB1) et celle qui en apprécie la qualité (HB2). De fait, ces deux mesures sont indépendantes. En effet, on constate que des informations au hors-bilan très claires n'offrent dans certains cas qu'une qualité médiocre, tandis qu'à l'inverse elle peuvent revêtir une certaine complexité tout en présentant une qualité satisfaisante.

Outre la qualité du hors-bilan, une autre dimension qualitative, rappelée à l'occasion des récents scandales financiers survenus aux Etats-Unis, réside dans l'indépendance et dans la qualité des contrôles effectués par les auditeurs des comptes financiers.

1.1.2.2. Notoriété et qualité de la signature des commissaires aux comptes

Le cabinet Arthur Andersen, mis en cause dans les deux affaires Enron et Worldcom, a vu la qualité de sa certification très fortement affectée, sinon ruinée. Aussi, est-on fondé à considérer que les sociétés auditées en France par le groupe Arthur Andersen (Barbier Frinault)¹² ont pu se voir, par un effet de contagion, sanctionnées sur le marché français. Ce

l'interprétation des résultats.

¹² Afin de tester cet effet, la variable AAB a été mise au point, celle-ci étant codée 1 en cas de présence du cabinet Arthur Andersen parmi les commissaires aux comptes, et 0 dans le cas contraire.

phénomène a d'ailleurs été observé et confirmé par Chaney & Philipich (2002) aux Etats-Unis.

Il est à noter qu'en France, les sociétés cotées disposent au minimum de deux commissaires aux comptes, voire même trois pour certains groupes tels que BNP Paribas ou Suez. Cette particularité expliquerait que la mise en doute de la qualité des audits pratiqués par Arthur Andersen ait pu être atténuée par la présence conjointe d'un autre cabinet.

Pour l'exercice 2000, la lecture des états financiers des sociétés du CAC40 permet de lister dix neuf professionnels ou sociétés d'audit, présentant des différences sensibles au niveau du nombre de mandats détenus (voir tableau 6). Comme le rappelle à juste titre Thornton (2002), en se référant aux recherches de Brumfield et *al.* (1983) et d'Elliot & Jacobson (1987), le coût des poursuites judiciaires pour un cabinet d'audit peut s'avérer extrêmement élevé. Partant, les auditeurs ont tout intérêt à développer une très grande expertise, s'ils veulent réduire les risques de procès et sanctions consécutifs à la diffusion par leurs clients d'informations comptables erronées (Lennox 1999). Dans la mesure où les auditeurs ne font l'objet d'aucune plainte, ils peuvent alors en retirer un bénéfice croissant en termes de réputation, et subséquemment d'honoraires¹³. Le nombre de mandats détenus par une société d'audit devient alors un bon indicateur du niveau de prestige atteint par le cabinet, à la fois cause et conséquence de sa réputation et de sa notoriété.

De ce fait, le nombre de mandats de commissariats obtenus peut être transformé en un score permettant d'évaluer le prestige acquis par chaque cabinet, et par voie de conséquence, la qualité de sa signature associée à son image¹⁴. Dans le cas particulier du cabinet Barbier Frinault – Arthur Andersen, parmi les premiers cabinets en nombre de mandats détenus parmi les sociétés du CAC40, la note octroyée a été exceptionnellement ramenée à 0, afin de tenir compte de la perte de crédibilité de la signature suite à l'affaire Enron. Pour tous les autres cabinets d'audit, le score associé au nombre de mandats a été maintenu. Ainsi, les cabinets PricewaterhouseCoopers, Ernst & Young Audit, et Mazars & Guérard disposent du score le

¹³ Conjointement, certains dirigeants d'entreprises, afin de réduire leurs coûts d'agence et d'obligation, peuvent avoir intérêt à recourir à un audit de qualité (Watts & Zimmerman 1983).

¹⁴ Aux Etats-Unis, la qualité de l'audit est usuellement associée et mesurée par la taille du cabinet d'audit (DeAngelo 1981), ou bien la présence d'un des grands cabinets de l'audit (Big 5) (Chaney & Philipich 2002). On peut naturellement penser que la taille et le nombre de collaborateurs est fortement corrélée au nombre de dossiers traités et à leur complexité. Mais il va sans dire que l'importance des clients audités joue également un rôle déterminant.

plus fort avec plus de 9 mandats pour chacun d'eux. Ils sont suivis par les cabinets Deloitte Touche Tohmatsu Audit et RSM Salustro Reydel tous deux dotés de 8 mandats. Suivent ensuite des cabinets moins bien implantés tels que KPMG Audit, Cogeco-Flipo et Constantin Associés. Restent enfin 10 autres cabinets ou commissaires aux comptes, ces derniers signant à titre individuel, et détenant strictement moins de 2 mandats au sein du CAC40.

[Insérer ici le tableau 6]

Consécutivement à l'affaire Enron, une mesure possible de la qualité perçue de la certification des comptes des sociétés françaises du CAC40 peut être exprimée de la façon suivante :

$$\text{AUDIT}_j = \frac{1}{n} \sum_i^n \text{NM}_i$$

sachant que,

AUDIT_j correspond à la mesure empirique de perception de la qualité de certification des comptes de la société j,

NM_i représente le nombre de mandats de commissariat aux comptes de sociétés du CAC40 détenus par le cabinet i auditant et certifiant les comptes de la société j,

n est égal au nombre de commissaires aux comptes¹⁵ chargés de certifier les comptes de la société j.

Les variables AUDIT00 et AUDIT01, respectivement pour les années 2000 et 2001, ainsi construites, varient de 1 à 14 pour l'ensemble des sociétés de l'indice CAC40, avec une moyenne générale de 7 points (voir annexe 1 et tableau 7).

[Insérer ici le tableau 7]

1.1.3. Relations entre les dimensions quantitatives et qualitatives de l'information comptable

En premier lieu, la clarté de l'information hors-bilan apparaît corrélée à certaines variables comptables quantitatives. L'analyse des corrélations, reprise dans le tableau 8 ci-après, indique, en effet, des corrélations négatives et significatives entre :

- la performance (FAC2_1) et la clarté du hors-bilan (HB1), pour l'année 2000,
- la croissance et le risque d'insolvabilité (FAC3_2) et la clarté du hors-bilan (HB1), pour l'année 2001.

En revanche, la qualité de l'information hors-bilan (variable HB2) n'apparaît pas rattachée aux axes factoriels résumant les ratios comptables sélectionnés.

En second lieu, la qualité de l'audit (variable AUDIT) apparaît, uniquement pour l'année 2000, positivement corrélée avec la dimension croissance-insolvabilité (FAC1_1).

[Insérer ici le tableau 8]

Ces observations signifient que les entreprises les moins performantes, eu égard aux informations comptables de l'année 2000, ont été conduites à communiquer avec une plus grande clarté à propos de leur périmètre de consolidation, ce qui peut paraître justifié (voir dans le tableau 8 le coefficient significatif de corrélation égal à - 0,390). En revanche, s'agissant de l'année 2001, plus la croissance et le risque d'insolvabilité augmentent, plus la lisibilité du périmètre de consolidation diminue (voir dans le tableau 8 le coefficient significatif de corrélation égal à - 0,397).

S'agissant de la qualité de l'audit, celle-ci a tendance à décroître au fur et à mesure que les entreprises ont connu, en 2000, une plus forte croissance et une progression du risque d'insolvabilité (voir dans le tableau 8 le coefficient significatif de corrélation égal à 0,334).

Si ces corrélations montrent bien une relation entre la situation financière de l'entreprise et la clarté de l'information placée au hors-bilan, ou la qualité de l'audit, les utilisateurs de toute information quantitative doivent redoubler de vigilance. Il devient alors pertinent de tester les relations entre ces différentes caractéristiques quantitatives et qualitatives et les réactions du marché boursier lorsque ces informations sont mises en doute. Le point suivant expose précisément la méthodologie choisie pour calculer les rentabilités anormales.

1.2. Réactions du marché français et calcul des rentabilités anormales

¹⁵ Les commissaires aux comptes suppléants n'ont pas été pris en considération dans ce calcul.

Les réactions d'un marché peuvent être mesurées à l'aide des rentabilités anormales. Pour ce faire, un ensemble de choix méthodologiques doit être opéré. Il est notamment indispensable de fixer une période d'observation, autour de la date 't' de l'événement observé, et de disposer d'un modèle de référence à partir duquel les rentabilités anormales peuvent être calculées.

Dans le cas de l'événement Enron, le communiqué de presse annonçant la falsification des comptes date du 08/11/2001. S'agissant de Worldcom, les marchés financiers ont eu la confirmation d'irrégularités le 21/06/2002. Sachant que t représente la date de l'événement observé, la fenêtre retenue pour cette recherche s'échelonne de t-10 à t+10, soit 21 jours. Les calculs ont été opérés à partir d'un modèle de marché, la rentabilité anormale cumulée (RAC) étant définie comme suit :

$$RAC_i = \sum_{j=t-10}^{t+10} RA_{ij}$$

avec,

$$RA_{it} = [R_{it} - (\alpha_i + \beta_i R_{mt})],$$

$$R_{it} = \frac{P_{it} + D_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}, \text{ et}$$

$$R_{mt} = \frac{SBF250_t - SBF250_{t-1}}{SBF250_{t-1}}.$$

Compte tenu de l'échantillon, composé uniquement de sociétés du CAC40, il est apparu plus judicieux de retenir un indice de marché plus large, correspondant au SBF250. S'agissant du calcul des coefficients alpha (α) et bêta (β)¹⁶, celui-ci a été effectué sur une période antérieure aux événements, de t-375 à t-11, tel que :

- pour l'événement Enron : t-375 = 1/06/2000 et t-11 = 24/10/2001,
- pour l'événement Worldcom : t-375 = 12/01/2001 et t-11 = 6/06/2002.

¹⁶ Afin de tester la "validité convergente" (voir Evrard et al. 1993:284) des bêtas, nous avons mesuré les corrélations entre les bêtas calculés selon notre méthodologie et ceux disponibles dans la base de données Datastream, ces bêtas étant fondés sur un historique de cours de deux années et six mois. Les coefficients de corrélations sont de 0,994 avec un p=0,000 pour les bêtas du 24/10/2001, et de 0,990 avec un p=0,000 pour les bêtas au 06/06/2002.

La méthodologie retenue pour les études d'association¹⁷ est décrite ci-après. Celle-ci doit permettre d'identifier les variables explicatives ayant pu déterminer l'importance des rentabilités anormales observées.

1.3. Modèles explicatifs proposés

Afin d'apprécier la relation entre la variation des cours de bourse et l'information comptable, nous proposons un premier modèle retenant, en matière de variable explicative, le bêta des valeurs, établi en t-11. Ce type de régression permet de tester dans quelle mesure les informations comptables sont prises en compte par les investisseurs financiers antérieurement à l'événement.

Modèle 1

$$\beta_{i(t-11)} = f(\text{FAC1}, \text{FAC2}, \text{FAC3}, \text{HB1}, \text{HB2})$$

Le modèle proprement dit, permettant d'expliquer et de comprendre les réactions du marché français, retient quant à lui, la rentabilité anormale cumulée en tant que variable expliquée. Aux variables explicatives du premier modèle s'ajoute la variable AUDIT pour tenir compte d'un doute susceptible de survenir sur le marché français à propos de la certification de certains comptes.

Modèle 2

$$\text{RAC}_{i(t-10 \text{ à } t+10)} = f(\text{FAC1}, \text{FAC2}, \text{FAC3}, \text{HB1}, \text{HB2}, \text{AUDIT})$$

Ces deux modèles ont été testés à deux dates différentes, correspondant aux événements Enron et Worldcom. Les dénominations retenues pour les variables expliquées β et RAC sont reportées dans le tableau 9.

¹⁷ Strong (1992) relève, à l'occasion d'une synthèse méthodologique consacrée aux études d'événements, que l'on peut distinguer deux grands types d'études. Les premières sont qualifiées d'études de contenu et cherchent l'existence et l'ampleur de la réaction du marché. Les secondes sont qualifiées d'études d'association, et tentent d'expliquer la réaction du marché par une série de déterminants propres à l'entreprise observée (voir aussi Peterson 1989:49). Cette deuxième catégorie de recherches, telle que celle de Strong & Walker (1993), n'a pas

[Insérer ici le tableau 9]

2. Résultats de la recherche

Conformément à la méthodologie précisée ci-dessus, les résultats des modèles permettant d'expliquer les réactions du marché français à l'occasion des affaires Enron et Worldcom sont présentés successivement dans les points (1.) et (2.). La portée des résultats obtenus fait ensuite l'objet d'une discussion (3.).

2.1. Réactions du marché français lors de l'événement Enron

Le tableau 10 expose les corrélations croisées entre variables expliquées et explicatives. Conformément à la logique, et ce antérieurement à l'événement Enron, les régressions du modèle 1 (voir tableau 11) montrent, au fur et à mesure que les entreprises disposent d'une part croissante de capitaux propres¹⁸ (variable FAC1_1), une augmentation significative de l'incertitude des investisseurs. Celle-ci est mesurée ici par le bêta des valeurs.

[Insérer ici les tableaux 10 et 11]

S'agissant des rentabilités anormales observées pour les sociétés du CAC40 lors de l'événement Enron (voir annexe 2), celles-ci ne peuvent être expliquées par l'information contenue dans les ratios comptables (voir tableau 12). En revanche, on peut relever l'influence significative et négative des variables HB1 et AUDIT¹⁹. Ces résultats peuvent paraître surprenant, puisque les sociétés qui auraient dû être les plus préservées sont celles qui

pour objet le degré de signification des rentabilités anormales, mais les facteurs expliquant l'ampleur du cumul de ces rentabilités anormales.

¹⁸ Les coefficients de corrélation de Pearson entre la variable β_1 et les variables de ratios comptables SOL00 et GEAR00 sont respectivement de 0,380 ($p=0,035$) et $-0,469$ ($p=0,008$).

¹⁹ A titre complémentaire, des tests non-paramétriques ont été menés sur les moyennes des rentabilités anormales en fonction de la présence ou de l'absence du cabinet Arthur Andersen (Barbier Frinault) parmi les commissaires aux comptes (variable AAB). Les résultats ne permettent pas de conclure à des différences significatives lors de des événements Enron ou Worldcom. De plus, la variable AAB a été intégrée en variable explicative au modèle 2, mais celle-ci n'est pas significativement ressortie. Sans doute peut-on y voir la conséquence de la présence simultanée, en France, de plusieurs commissaires aux comptes, contrairement à ce qui se passe aux Etats-Unis où un seul auditeur est jugé suffisant.

pouvaient bénéficier d'un hors-bilan plus clair, et d'un audit externe assuré par des commissaires aux comptes disposant d'une notoriété plus élevée. Toutefois, on peut noter que le cabinet Barbier Frinault – Arthur Andersen disposait à l'époque d'un grand nombre de missions de commissariat parmi les sociétés du CAC40. La perte de crédibilité d'un cabinet disposant d'une forte notoriété a donc pu rejaillir, par extension, sur les autres cabinets présentant une renommée élevée. En d'autres termes, à l'occasion de l'affaire Enron, les investisseurs ont pu être amenés à remettre en question l'indépendance et la qualité d'audit des cabinets les plus réputés sur la place de Paris.

[Insérer ici le tableau 12]

L'ensemble de ces résultats contribue à montrer que les informations comptables qualitatives sont bien prises en considération sur les marchés financiers. Lorsqu'une forte suspicion apparaît sur le contenu de l'information comptable, la notoriété des auditeurs externes peut alors faire partie de la liste des critères de décision et d'arbitrage utilisés par les investisseurs. Toutefois, contre toute attente, dans une situation de défiance généralisée, la qualité de certification des comptes par des auditeurs à forte notoriété, ainsi que la clarté de l'information au hors-bilan se sont avérées désavantageuses.

2.2. Réactions du marché français lors de l'événement Worldcom

Suite à l'affaire Enron, l'attention et l'esprit critique des analystes financiers se sont considérablement accrus. Les auditeurs externes ont pris conscience des risques encourus, face à la débâcle et au démantèlement du groupe Arthur Andersen. Les directeurs financiers des sociétés cotées ont eux-mêmes redoublé de prudence avant d'opter pour des traitements comptables n'inspirant pas confiance aux analystes financiers et aux investisseurs.

Alors que le bêta des valeurs n'intégrait pas, avant l'affaire Enron, la transparence des informations hors-bilan, on observe que cette dimension a été prise en considération ultérieurement. Tel était le cas, quelques jours à peine avant que Worldcom n'avoue à son tour la falsification de ses comptes. La clarté du hors-bilan a donc finalement contribué à réduire le risque perçu par les investisseurs, mesuré au travers du bêta des valeurs (voir le tableau 13 des corrélations, et le tableau 14).

[Insérer ici les tableaux 13 et 14]

Contrairement aux bêtas observés juste avant l'événement Enron, les bêtas des sociétés du CAC40 apparaissent, environ six mois plus tard, en juin 2002, comme plus fortement liés à l'information comptable, avec un R^2 ajusté atteignant un niveau de 51% (voir tableau 14).

Les axes factoriels expliquant le bêta sont ceux représentant :

- la performance comptable (FAC1_2), le coefficient négatif signifiant une réduction du risque des investisseurs au fur et à mesure que cette performance s'accroît, ainsi que
- la croissance et le risque d'insolvabilité (FAC3_2), le coefficient positif correspondant à une augmentation du risque perçu par les investisseurs au fur et à mesure que la croissance et le risque d'insolvabilité progressent²⁰.

Les résultats concernant les facteurs explicatifs des rentabilités anormales changent de nature par rapport à l'événement Enron (voir annexe 2, et tableaux 12 et 15). Lors de l'annonce Worldcom, le marché français réagit tout à fait différemment, en privilégiant les sociétés les plus rentables (variable FAC1_2) et, dans une moindre mesure, celles dont l'information au hors-bilan apparaît d'une qualité supérieure (variable HB2). Peut-être faut-il voir là, après six mois d'effervescence dans les professions comptables et les métiers financiers, le signe d'une confiance retrouvée sur les marchés financiers en faveur de la validité de l'information comptable permettant d'appréhender la performance des entreprises et leurs engagements hors-bilan.

[Insérer ici le tableau 15]

Ainsi, lorsque la confiance est restaurée, et lorsque l'information comptable est à nouveau mise en doute, la comptabilité peut continuer à fournir des critères de décision parfaitement pertinents pour les investisseurs. Toutefois, le niveau du R^2 ajusté, s'élevant à 12%, laisse présupposer que de nombreuses autres informations, non financières, ont pu être utilisées par les investisseurs afin de réajuster leurs positions.

²⁰ Les coefficients de corrélation de Pearson entre la variable β_2 et les variables de ratios comptables SOL01, GROW01 et CR01 sont respectivement de 0,301 ($p=0,100$), 0,368 ($p=0,042$) et 0,335 ($p=0,066$).

2.3. Discussion des résultats empiriques

Sur un plan méthodologique, si la plupart des régressions multiples testées atteignent un niveau acceptable de signification, certaines améliorations pourraient cependant être apportées.

- La nature et le nombre de ratios comptables intégrés à l'analyse pourraient tout d'abord être modifiés.
- Le recours à des notations du hors-bilan, distinctes pour les années 2000 et 2001, permettrait d'affiner l'appréciation de la transparence des comptes suite à l'affaire Enron.
- Certains retraitements statistiques des rentabilités anormales pourraient être envisagés (voir Jain 1982 et Stickel 1985).
- L'utilisation de publications trimestrielles ou semestrielles, et de prévisions d'analystes financiers, devraient aboutir à une meilleure spécification des modèles économétriques testés.
- Il serait, par ailleurs, intéressant d'intégrer les volumes de transactions susceptibles d'influer sur les rentabilités anormales constatées.

Cependant, cette recherche permet de tirer plusieurs enseignements. En premier lieu, il semble bien confirmé que les opérateurs des marchés financiers soient capables d'apprentissages. Ils peuvent ajuster et affiner leur stratégie au gré des circonstances. Ce phénomène a naturellement pour corollaire l'hypothèse de rationalité limitée des opérateurs, ici confortée par les différences observées au niveau des variables explicatives significatives. En effet, si les investisseurs du marché français n'ont pu comprendre instantanément les raisons de la chute d'Enron, et éviter de sanctionner paradoxalement immédiatement les sociétés du CAC40 disposant d'un hors-bilan pourtant clair, cette donnée a bien été intégrée ultérieurement, comme en atteste au 31 juin 2002 la réduction du bêta des valeurs en fonction d'une transparence croissante du hors-bilan.

En second lieu, il semble que le rapprochement entre les réactions boursières et l'information comptable puisse fortement varier en fonction des contextes. Du fait même des effets d'apprentissage, les mêmes informations peuvent être prises en compte différemment à quelques mois d'intervalle. On peut penser que la confiance accordée à la validité des comptes joue, en la matière, un rôle déterminant dans la mobilisation, ou le non usage, de cette source

d'information. Lors de l'affaire Enron, les investisseurs ne semblent pas avoir utilisé les informations comptables tirées du bilan et du compte de résultat consolidés. En revanche, lors de la phase de doute liée à l'affaire Worldcom, les données quantitatives ont pu servir utilement aux investisseurs afin de distinguer les différentes situations présentes au sein du groupe des sociétés du CAC40.

En troisième lieu, les réactions du marché français donnent à penser qu'il n'est pas toujours optimal de choisir systématiquement deux ou trois commissaires aux comptes disposant d'une forte notoriété. Certes l'affaire Enron reste exceptionnelle, mais lorsque les marchés financiers remettent en question la qualité de l'information comptable, le recours à des cabinets d'audit plus modestes peut constituer une démarche sécurisante. Sans doute des pistes de recherches restent-elles à explorer notamment en ce qui concerne les relations entre le degré d'indépendance des auditeurs externes et les écarts de notoriété pouvant exister entre les sociétés en charge d'un dossier de commissariat aux comptes.

Conclusion

Le but premier de la présente recherche était d'infirmer ou de confirmer l'utilité de l'information comptable, dès lors que la pertinence et la fiabilité de celle-ci sont remises en question. A ce titre, l'étude a permis de montrer qu'en présence d'une conjoncture de défiance, les aspects qualitatifs de l'information comptable, tels la clarté du hors-bilan ou la qualité des auditeurs externes, peuvent devenir déterminants. En revanche, lorsque la confiance est rétablie, l'information comptable permettant d'appréhender la performance, ainsi que la qualité perçue du hors-bilan, constituent des éléments tangibles, permettant d'explicitier une part non négligeable des réactions du marché.

Subsidiairement, l'étude fournit une série d'observations militant en faveur d'une meilleure transparence du hors-bilan, propre à réduire l'incertitude des investisseurs. Elle montre aussi la nécessité d'une surveillance accrue du hors-bilan lorsqu'il concerne des groupes connaissant une forte croissance, et pouvant éventuellement être confrontés à des problèmes de solvabilité.

Nonobstant l'intérêt de tels résultats, le thème de l'association entre la perte de confiance dans l'information comptable et son incidence sur la valorisation boursière peut permettre le développement de nombreux axes de recherches complémentaires. Il pourrait s'agir, notamment, d'études identiques réalisées sur le marché américain, qui constitueraient d'utiles

éléments de comparaison. Il serait également souhaitable d'approfondir les recherches consacrées à la rationalité limitée et aux effets d'apprentissages des investisseurs en matière d'analyse des états financiers ce qui permettrait de relativiser la diversité de leurs points de vue.

Annexe 1 - Entreprises du CAC40 composant l'échantillon observé

N°	Nom	Clarté du	Qualité du	Variable	Variable	Rentabilités	Rentabilités
		hors-bilan 2000-2001	hors-bilan 2000-2001	de qualité de l'audit fin 2000	de qualité de l'audit fin 2001	anormales lors de l'événement Enron	anormales lors de l'événement Worldcom
		HB1	HB2	AUDIT00	AUDIT01	RAC1 (en %)	RAC2 (en %)
1	ACCOR	1	2	4	4	+ 6,22	- 6,14
2	AGF - ASR.GL.DE FRN.			7	7	+ 2,60	- 9,53
3	AIR LIQUIDE	2	4	9	9	- 4,59	+ 10,70
4	ALCATEL A	2	0	4	4	+ 15,06	- 30,35
5	AVENTIS	1	1	11	11	- 11,46	+ 8,16
6	AXA			12	12	- 3,72	- 8,75
7	BNP PARIBAS			8	8	+ 2,69	- 1,15
8	BOUYGUES	3	1	9	9	- 7,43	+ 8,97
9	CAP GEMINI	1	4	8	8	+ 9,45	- 10,90
10	CARREFOUR	0	2	2	2	- 3,25	+ 5,79
11	CASINO GUICHARD	2	2	5	5	- 3,25	- 0,69
12	CREDIT LYONNAIS			11	11	- 3,83	+ 6,55
13	DANONE	2	3	12	12	- 3,47	- 1,01
14	DEXIA			12	12	- 1,36	+ 3,85
15	FRANCE TELECOM	1	2	9	9	+ 0,84	+ 9,02
16	LAFARGE	2	1	5	5	- 1,42	+ 2,39
17	LAGARDERE GROUPE	1	4	3	5	+ 11,53	+ 3,62
18	L'OREAL	2	3	1	1	- 9,48	+ 6,65
19	LVMH	1	1	6	6	+ 2,54	- 5,88
20	MICHELIN	3	2	1	1	+ 3,47	+ 0,19
21	ORANGE	1	4	12	12	- 7,26	+ 5,94
22	PEUGEOT SA	2	4	8	8	+ 0,05	- 8,90
23	PINAULT PRINTEMPS	0	1	6	6	+ 8,42	- 10,90
24	RENAULT	0	1	9	9	- 0,48	- 6,10
25	SAINT GOBAIN	1	4	8	8	- 4,83	+ 3,24
26	SANOFI - SYNTHELABO	0	2	12	12	- 9,17	+ 9,28
27	SCHNEIDER ELTE.SA	1	4	7	7	+ 10,79	+ 3,39
28	SOCIETE GENERALE			5	5	+ 4,82	- 3,56
29	SODEXHO ALLIANCE	4	3	8	8	- 21,84	+ 0,75
30	STMICROELECTRONICS	0	1	14	14	+ 8,44	- 2,06
31	SUEZ	2	4	6	4	- 6,90	- 4,92
32	TF1 (TV.FSE.1)	0	4	5	9	+ 6,34	- 0,41
33	THALES (EX THOMSON - CSF)	1	4	5	5	- 11,24	+ 1,86
34	THOMSON MULTIMEDIA	1	4	5	5	+ 1,15	+ 9,39
35	TOTAL FINA ELF SA	2	2	2	2	- 5,71	+ 8,52
36	VINCI (EX SGE)	1	2	8	8	- 1,16	+ 1,12
37	VIVENDI ENVIRONNEMENT	2	2	4	4	- 0,72	- 10,31
38	VIVENDI UNIVERSAL	1	1	4	4	+ 9,86	- 35,78

* Les variables RAC1 et RAC2 sont définies dans le texte de l'article aux points 1.2. et 1.3, ainsi qu'au tableau 9.

Annexe 2 - Statistiques descriptives des rentabilités anormales observées

	RAC1 en % (événement Enron)	RAC2 en % (événement Worldcom)
Moyenne	-0,4816	-1,2621
Médiane	-0,9400	0,4700
Ecart-type	7,6076	9,9886
Minimum	-21,8400	-35,7800
Maximum	15,0600	10,7000
N (effectif de l'échantillon)	38	38
Effectif des RAC positives /négatives	17(+)/ 21(-)	20(+)/ 18(-)
Test de normalité de Kolmogorov-Smirnov de la distribution des RAC	p = 0,200 Normalité acceptée	p = 0,073 Normalité rejetée
Dates pour lesquelles les rentabilités anormales (RA) sont significativement différentes de zéro (statistique de Wilcoxon)	En t-6 (Z=-1,733 ; p=0,083) En t+4 (Z=-2,676 ; p=0,007) En t+5 (Z=-3,009 ; p=0,003) En t+8 (Z=-2,357 ; p=0,018)	En t-6 (Z=-1,653 ; p=0,098) En t-5 (Z=-2,059 ; p=0,039) En t+2 (Z=-1,842 ; p=0,065)

Figure 1 – Distribution de la variable RAC1

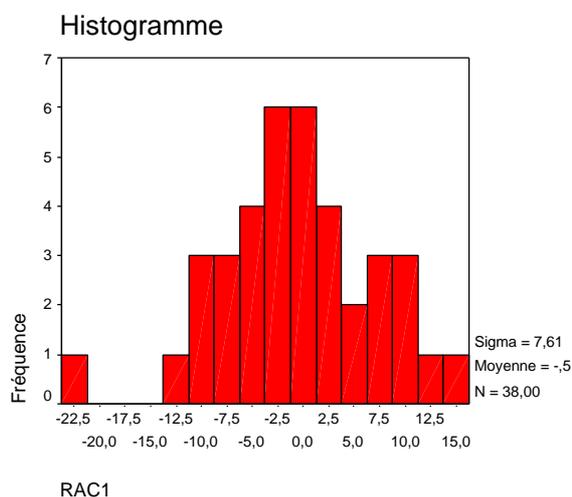
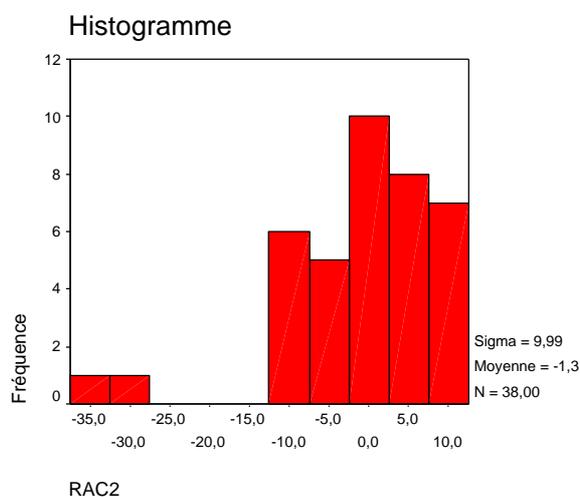


Figure 2 – Distribution de la variable RAC2



Annexe 3 - Distribution des variables explicatives obtenues à partir des analyses factorielles

Figure 3 – Distribution de la variables FAC1_1

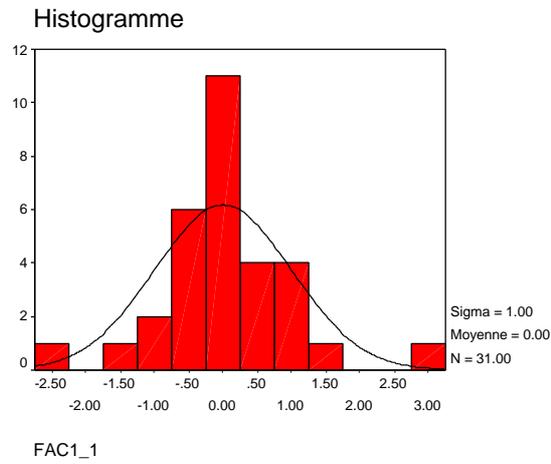


Figure 4 – Distribution de la variable FAC2_1

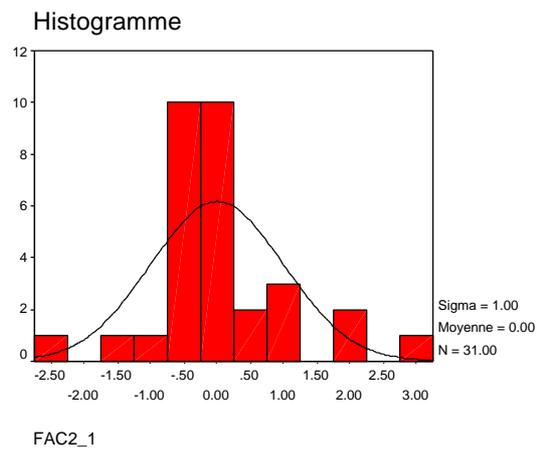


Figure 5 – Distribution de la variable FAC3_1

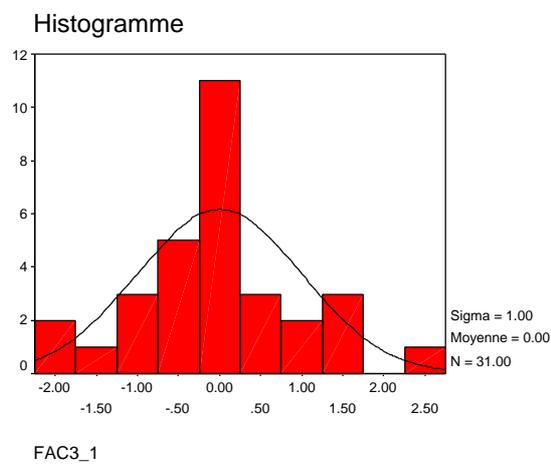


Figure 6 – Distribution de la variable FAC1_2

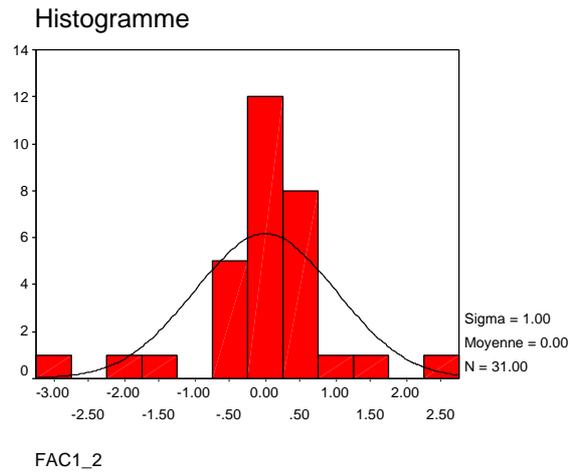


Figure 7 – Distribution de la variable FAC2_2

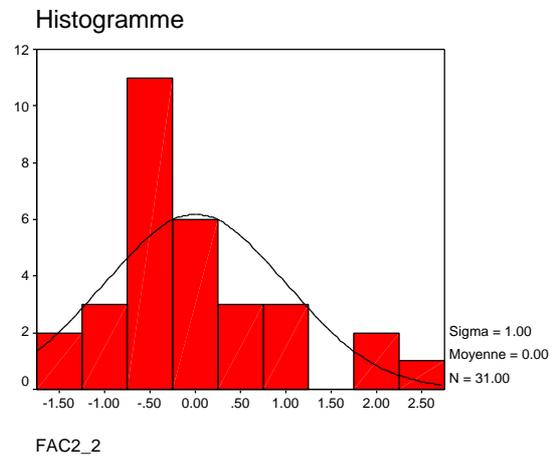
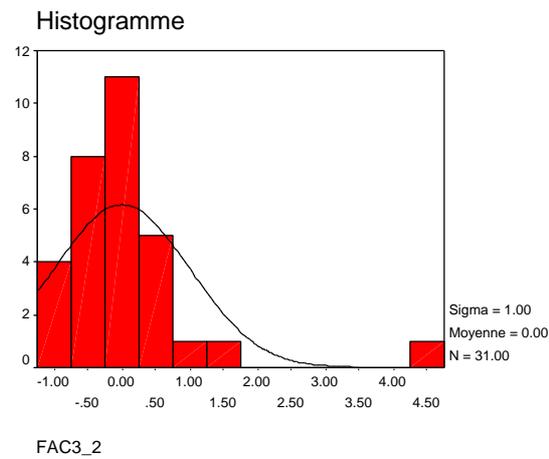


Figure 8 – Distribution de la variable FAC3_2



Tableaux à insérer dans le texte

Tableau 1 – Ratios comptables retenus

Ratios	Variables	Définition (Source : Osiris - Bureau Van Dijk)	Année 2000				Année 2001			
			Variable	Moy.	Méd.	Ec.-type	Variable	Moy.	Méd.	Ec.-type
Ratio 1	Return on Shareholders Funds	P/L Before tax / Shareholder's Funds * 100'	RSF00	23,26	21,24	12,06	RSF01	16,52	18,14	17,97
Ratio 2	Profit Margin	P/L Before tax / Operating Revenue (Turnover) * 100'	PM00	8,98	8,78	6,58	PM01	5,81	5,05	8,86
Ratio 3	Return on Total Assets	P/L Before tax / Total Assets * 100'	ROA00	6,97	5,04	5,06	ROA01	4,83	4,29	6,07
Ratio 4	Current Ratio	Current Assets / Current Liabilities'	CR00	1,25	1,13	0,46	CR01	1,24	1,13	0,45
Ratio 5	Solvency Ratio	(Shareholder's Funds / Total Assets) * 100'	SOL00	30,40	29,69	13,14	SOL01	30,11	26,89	14,31
Ratio 6	Gearing	(Non-current Liabilities + Loans) / Shareholder's Funds'	GEAR00	1,43	1,14	1,02	GEAR01	1,50	1,20	1,06
Ratio 7	Variation du ratio Gearing (Y – Y-2)	(Gearing Y-2 – Gearing Y) / Gearing Y * 100'	VARG00	19,74	14,29	52,31	VARG01	7,52	-13,33	67,48
Ratio 8	Goodwill sur Fonds propres	Goodwill / Shareholder's Funds * 100'	GW00	58,07	45,45	59,57	GW01	54,78	45,83	45,76
Ratio 9	Croissance du chiffre d'affaires (Y – Y-2)	(Sales Y-2 – Sales Y) / Sales Y * 100'	GROW00	12,75	7,46	28,52	GROW01	37,09	16,16	101,54

Tableau 2 - Matrice des composantes (Analyse factorielle des ratios comptable de l'année 2000)

		Composantes		
		FAC1_1	FAC2_1	FAC3_1
		Croissance	Performance	Risque
		Insolvabilité		financier
Valeur propre (% de variance expliquée)		3,6 (40,2%)	1,9 (20,6%)	1,1 (11,8%)
Statistiques descriptives	Minimum	-2,68	-2,31	-1,92
	Maximum	3,12	3,01	2,49
	Asymétrie de la distribution	0,35	0,93	0,32
	Kurtosis de la distribution	3,39	2,51	0,35
Ratio	Signification du ratio	Corrélations	Corrélations	Corrélations
RSF00	Return on Shareholders Funds (%) 2000		0,95	
PM00	Profit Margin (%) 2000	0,63	0,66	
ROA00	Return on Total Assets (%) 2000	0,48	0,84	
CR00	Current Ratio 2000	0,35		- 0,33
SOL00	Solvency Ratio (%) 2000	0,79		- 0,43
GEAR00	Gearing (%) 2000	- 0,74		0,47
VARG00	Variation du ratio Gearing (%) 2000-1998			0,71
GW00	Goodwill sur Fonds propres (%)			0,79
GROW00	Croissance du chiffre d'affaires (%) 2000-1998	- 0,74		

Méthode de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

La rotation a convergé en 6 itérations.

Corrélations retenues > 0.32

Tableau 3 - Matrice des composantes (Analyse factorielle des ratios comptable de l'année 2001)

		Composantes		
		FAC1_2	FAC2_2	FAC3_2
		Performance	Risque financier	Croissance Insolvabilité
Valeur propre (% de variance expliquée)		3,7 (41%)	2,2 (24,1%)	1,3 (14,1%)
Statistiques descriptives	Minimum	-3,15	-1,52	-0,98
	Maximum	2,64	2,46	4,49
	Asymétrie de la distribution	-0,75	0,93	3,18
	Kurtosis de la distribution	3,88	0,53	13,52
Ratio	Signification du ratio	Corrélations	Corrélations	Corrélations
RSF01	Return on Shareholders Funds (%) 2001	0,95		
PM01	Profit Margin (%) 2001	0,93		
ROA01	Return on Total Assets (%) 2001	0,93		
CR01	Current Ratio 2001		- 0,33	0,79
SOL01	Solvency Ratio (%) 2001		- 0,67	0,60
GEAR01	Gearing (%) 2001		0,80	- 0,33
VARG01	Variation du ratio Gearing (%) 2001-1999		0,60	0,33
GW01	Goodwill sur Fonds propres (%)		0,83	
GROW01	Croissance du chiffre d'affaires (%) 2001-1999			0,85

Méthode de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

La rotation a convergé en 5 itérations.

Corrélations retenues > 0.32

Tableau 4 – Corrélations croisées entre les axes factoriels correspondant aux ratios comptables des années 2000 et 2001

		FAC1_2	FAC2_2	FAC3_2
FAC1_1	Corrélation de Pearson	-0,122	* -0,346	*** 0,728
FAC2_1	Corrélation de Pearson	*** 0,469	-0,160	0,225
FAC3_1	Corrélation de Pearson	-0,090	*** 0,6374	0,230

*** La corrélation est significative au niveau 0.01 (bilatéral).

** La corrélation est significative au niveau 0.05 (bilatéral).

* La corrélation est significative au niveau 0.10 (bilatéral).

Tableau 5 – Notations émises par l'agence DII sur la transparence du hors-bilan (selon le classement public Enjeux Les Echos, juin 2002)

Notation	Définition	Source	Comptes 2000-2001
Clarté du Hors-Bilan	Clarté des informations relatives au périmètre de consolidation (années 2000-2001) Variable ordinale allant de 0 (clarté minimale) à 4 (clarté maximale)	Enjeux Les Echos (classement publié a posteriori en juin 2002)	Variable HB1
Qualité du Hors-Bilan	Qualité, exhaustivité et accessibilité de la description des engagements hors-bilan (années 2000-2001) Variable ordinale allant de 0 (qualité minimale) à 4 (qualité maximale)	Enjeux Les Echos (classement publié a posteriori en juin 2002)	Variable HB2

Tableau 6 – Mandats de commissaires aux comptes au sein des sociétés du CAC40 pour les exercices comptables 2000 et 2001

Rang	Commissaires certifiant les comptes des sociétés du CAC40 sous les noms suivants :	Nombre total de mandats ou score de prestige et de qualité de la signature du cabinet (2000)	Nombre total de mandats ou score de prestige et de qualité de la signature du cabinet (2001)
1.	PricewaterhouseCoopers	14	14
2.	Barbier Frinault & Autres (Arthur Andersen)	13	13
3.	Ernst & Young Audit	9	9
3.	Mazars & Guérard	9	9
5.	Deloitte, Touche, Tohmatsu - Audit	8	8
5.	RSM Salustro Reydel	8	8
7.	KPMG Audit	4	4
8.	Cogerco Flipo	2	2
8.	Constantin Associés	2	2
10.	C.R.E.A. membre de Partéa et de Polaris International	1	1
10.	Société d'Expertise Comptable Economique et Financière	1	1
10.	Dominique PAUL (en son nom propre)	1	1
10.	Olivier BELNET (en son nom propre)	1	1
10.	Pierre COLL (en son nom propre)	1	1
10.	Stéphane MARIE (en son nom propre)	1	1
10.	Patrice de MAISTRE (en son nom propre)	1	
10.	Jacques VILLARY (en son nom propre)	1	
10.	Alain GHEZ (en son nom propre)	1	
10.	Etienne JACQUEMIN (en son nom propre)		1

Tableau 7 – Distribution de la variable de notoriété et de qualité de l'audit externe

Variables AUDIT (1 = faible réputation des auditeurs externes, 14 = réputation élevée des auditeurs externes)	Effectif correspondant pour l'année 2000 des sociétés du CAC40	Effectif correspondant pour l'année 2001 des sociétés du CAC40
1	2	2
2	2	2
3	1	0
4	4	5
5	6	6
6	3	2
7	2	2
8	6	6
9	4	5
10	0	0
11	2	2
12	5	5
13	0	0
14	1	1

Tableau 8 – Relations entre les caractéristiques financières et la transparence du hors-bilan

		FAC1_1 Croissance Insolvabilité Année 2000	FAC2_1 Performance Année 2000	FAC3_1 Risque financier Année 2000	FAC1_2 Performance Année 2001	FAC2_2 Risque financier Année 2001	FAC3_2 Croissance Insolvabilité Année 2001
HB1	Corr. de Spearman	- 0,174	** - 0,390	- 0,059	- 0,096	- 0,098	* - 0,342
HB2	Corr. de Spearman	0,016	0,157	- 0,089	0,109	- 0,183	0,076
AUDIT00		* 0,334	-0,049	-0,003			
AUDIT01					-0,129	-0,160	0,123

*** La corrélation est significative au niveau 0.01 (bilatéral).
 *** La corrélation est significative au niveau 0.05 (bilatéral).
 * La corrélation est significative au niveau 0.10 (bilatéral).

Tableau 9 – Appellations retenues pour les variables expliquées des modèles 1 et 2

Variables expliquées	Événement Enron	Événement Worldcom
RAC	RAC1 rentabilité anormale cumulée de chaque société du CAC40 lors de l'événement Enron	RAC2 rentabilité anormale cumulée de chaque société du CAC40 lors de l'événement Worldcom
β	b1 bêta boursier de chaque société du CAC40 en t-11, avant l'événement Enron, soit en date du 24/10/2001	b2 bêta boursier de chaque société du CAC40 en t-11 avant l'événement Worldcom, soit en date du 6/6/2002

Tableau 10 - Corrélations croisées entre les variables prises en compte dans les modèles correspondant à l'événement Enron

	$\beta 1$	RAC1	FAC1_1	FAC2_1	FAC3_1	HB1	HB2	AAB00	AUDIT00
$\beta 1$	1,000	*** 0,535	** 0,429	-0,066	-0,242	** -0,386	-0,161	0,083	0,005
RAC1		1,000	0,189	0,193	-0,003	* -0,331	-0,112	0,237	-0,227
FAC1_1			1,000	-0,077	-0,225	-0,174	0,016	-0,113	* 0,334
FAC2_1				1,000	0,148	** -0,390	0,157	-0,098	-0,049
FAC3_1					1,000	-0,059	-0,089	0,113	-0,003
HB1						1,000	0,077	-0,028	-0,192
HB2							1,000	0,149	-0,045
AAB00								1,000	*** -0,577
AUDIT00									1,000

* $p \leq 0,10$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$ (Corrélations de Spearman)

Tableau 11 - Equations de régression, avec en variable dépendante le bêta boursier en j-11 précédant l'événement Enron (échantillon : entreprises du CAC40)

Variables :	Modèle 1 – Régression linéaire (Méthode entrée) Variable expliquée : Bêta boursier au 24/10/2001 (b1)			Modèle 1 – Régression linéaire (Méthode pas à pas) Variable expliquée : Bêta boursier au 24/10/2001 (b1)		
	Coefficients	t de Student	Signification	Signification	t de Student	Signification
(constante)	1,335	5,611	*** 0,000	0,975	10,008	*** 0,000
FAC1_1	0,242	2,516	** 0,019	0,258	2,608	** 0,015
FAC2_1	- 0,054	-0,528	0,602			
FAC3_1	- 0,131	-1,356	0,187			
HB1	- 0,122	-1,157	0,258			
HB2	- 0,082	-1,078	0,291			
	R ² ajusté = 0,182 ; F = 2,334 ; Sig. = 0,072 Multicolinéarité : indicateurs VIF < 1,5 Normalité des résidus acceptée : test de Shapiro-Wilk (p =0,581)			R ² ajusté = 0,173 ; F = 7,262 ; Sig. = 0,012 Multicolinéarité : indicateurs VIF < 1,5 Normalité des résidus rejetée : test de Shapiro-Wilk (p =0,082)		

Tableau 12 - Equations de régression, avec en variable dépendante la rentabilité anormale cumulée (RAC1) lors de l'événement Enron (échantillon : entreprises du CAC40)

Variables :	Modèle 2 – Régression linéaire (Méthode entrée) Variable expliquée : Rentabilité anormale cumulée du 25/10/2001 au 22/11/2001 (RAC1)			Modèle 2 – Régression linéaire (Méthode pas à pas) Variable expliquée : Rentabilité anormale cumulée du 25/10/2001 au 22/11/2001 (RAC1)		
	Coefficients	t de Student	Signification	Signification	t de Student	Signification
(constante)	13,008	2,645	** 0,014	4,253	1,808	* 0,081
FAC1_1	2,241	1,452	0,160			
FAC2_1	0,155	0,102	0,920			
FAC3_1	-0,758	-0,538	0,595			
HB1	-3,619	-2,330	** 0,029	-3,431	-2,430	** 0,022
HB2	-0,988	-0,887	0,384			
AUDIT00	-0,947	-1,974	* 0,060			
	R ² ajusté = 0,154 ; F = 1,911 ; Sig. = 0,120 Multicolinéarité : indicateurs VIF < 1,5 Normalité des résidus acceptée : test de Shapiro-Wilk (p =0,479)			R ² ajusté = 0,140 ; F = 5,903 ; Sig. = 0,022 Multicolinéarité : indicateurs VIF < 1,5 Normalité des résidus acceptée : test de Shapiro-Wilk (p =0,679)		

Tableau 13 - Corrélations croisées entre les variables prises en compte dans les modèles correspondant à l'événement Worldcom

	β_2	RAC2	FAC1_2	FAC2_2	FAC3_2	HB1	HB2	AAB01	AUDIT01
β_2	1,000	-0,058 ***	-0,465	-0,269 **	0,365 **	-0,384 **	-0,193	0,098	0,062
RAC2		1,000	0,258	-0,083	0,298	0,045	0,255	-0,083	0,181
FAC1_2			1,000	0,186	-0,081	-0,096	0,109	0,015	-0,129
FAC2_2				1,000	-0,032	-0,098	-0,183	0,143	-0,160
FAC3_2					1,000	* -0,342	0,076	-0,106	0,123
HB1						1,000	0,077	-0,028 *	-0,305
HB2							1,000	0,149	-0,001
AAB01								1,000 ***	-0,616
AUDIT01									1,000

* $p \leq 0,10$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$ (Corrélations de Spearman)

Tableau 14 - Equations de régression, avec en variable dépendante le bêta boursier en j-11 précédant l'événement Worldcom (échantillon : entreprises du CAC40)

Variables :	Modèle 1 – Régression linéaire (Méthode entrée) Variable expliquée : Bêta boursier au 6/6/2002 (b2)			Modèle 1 – Régression linéaire (Méthode pas à pas) Variable expliquée : Bêta boursier au 6/6/2002 (b2)		
	Coefficients	t de Student	Signification	Signification	t de Student	Signification
(constante)	1,312	7,257	*** 0,000	1,011	13,924	*** 0,000
FAC1_2	- 0,331	- 4,596	*** 0,000	- 0,307	- 4,148	*** 0,000
FAC2_2	- 0,118	- 1,665	0,108			
FAC3_2	0,185	2,458	** 0,021	0,251	3,402	*** 0,002
HB1	- 0,170	- 2,152	** 0,041			
HB2	- 0,029	- 0,529	0,601			
	R ² ajusté = 0,534 ; F = 7,864 ; Sig. = 0,000 Multicolinéarité : indicateurs VIF < 1,5 Normalité des résidus acceptée : test de Shapiro-Wilk (p = 0,887)			R ² ajusté = 0,472 ; F = 14,431 ; Sig. = 0,000 Multicolinéarité : indicateurs VIF < 1,5 Normalité des résidus acceptée : test de Shapiro-Wilk (p = 0,473)		

Tableau 15 - Equations de régression, avec en variable dépendante la rentabilité anormale cumulée (RAC2) lors de l'événement Worldcom (échantillon : entreprises du CAC40)

Variables :	Modèle 2 – Régression linéaire (Méthode entrée) Variable expliquée : Rentabilité anormale cumulée du 7/06/2002 au 5/07/2002 (RAC2)			Modèle 2 – Régression linéaire (Méthode pas à pas) Variable expliquée : Rentabilité anormale cumulée du 7/06/2002 au 5/07/2002 (RAC2)		
	Coefficients	t de Student	Signification	Coefficients	t de Student	Signification
(constante)	-14,705	-2,272	** 0,032	-1,333	-0,740	0,465
FAC1_2	3,896	2,093	** 0,047	4,123	2,254	** 0,032
FAC2_2	1,758	0,943	0,355			
FAC3_2	1,889	0,911	0,371			
HB1	2,455	1,192	0,245			
HB2	2,497	1,737	* 0,095			
AUDIT01	0,608	0,989	0,333			
	R ² ajusté = 0,155 ; F = 1,914 ; Sig. = 0,120 Multicolinéarité : indicateurs VIF < 1,5 Normalité des résidus acceptée : test de Shapiro-Wilk (p = 0,147)			R ² ajusté = 0,120 ; F = 5,079 ; Sig. = 0,032 Multicolinéarité : indicateurs VIF < 1,5 Normalité des résidus rejetée : test de Kolmogorov-Smirnov (p = 0,043)		

Bibliographie

- Ball R., Brown P. (1968), « An Empirical Evaluation of Accounting Numbers », *Journal of Accounting Research*, 6, Autumn, pp. 159-178.
- Benston G.J., Hartgraves A.L. (2002), « Enron :what happened and what we can learn from it », *Journal of Accounting and Public Policy*, 21, pp. 105-127.
- Brennan M. (1991), « A Perspective on Accounting and Stock Price », *The Accounting Review*, vol 66, n°1, pp. 67-79.
- Chaney P.K., Philipich K.L. (2002), « Shredded Reputation : The Cost of Audit Failure », *Journal of Accounting Research*, vol 40, n°4, September, pp. 1221-1245.
- DeAngelo L. E. (1981), « Auditor size and audit quality », *Journal of Accounting & Economics*, vol 3, n°2, pp. 183-199.
- Dipiazza S., Eccles R. (2002), *Restaurer la confiance des marchés, Propositions par le président mondial de PricewaterhouseCoopers*, Edition Village Mondial, Pearson Education France.
- Dumontier P. (2000), « Marché efficients et comptabilité », article 64, in ss. la dir. de B. Colasse, *Encyclopédie de Comptabilité, Contrôle de Gestion et Audit*, Economica, Paris, pp. 857-867.
- Evraert S., Prat dit Hauret C. (1999), *Comptabilité*, Vuibert, Paris.
- Evraert S. (2000), « Confiance et comptabilité », Article n°34, in ss. la dir. de B. Colasse, *Encyclopédie de Comptabilité, Contrôle de Gestion et Audit*, Economica, Paris, pp. 461-471.
- Evrard Y., Pras B., Roux E. (1993), *Market Etudes et recherches en marketing – Fondements Méthodes*, Nathan, Paris.
- Fama E. (1970), « Efficient capital markets : a review of theory and empirical work », *Journal of Finance*, May, pp. 383-417.
- Fox J. (1997), *Applied Regression Analysis, Linear Models, and Related Methods*, Sage Publications, Thousand Oaks, London, New Dehli.
- Hachette I. (1994), *Opérations financières et transfert de richesse*, PUF, Paris.
- Hartgraves A.L., Benston G.J. (2002), « The Evolving Accounting Standards for Special Purpose Entities and Consolidation », *Accounting Horizons*, vol 16, n°3, pp. 245-258.
- Hellwig M.F. (1980), « On the Aggregation of information in securities markets », *Journal of Economic Theory*, 22, June, pp. 477-498.
- Jain P. (1982), « Cross Sectional Association Between Abnormal Returns and Firm-Specific Variables », *Journal of Accounting & Economics*, vol 4, pp. 205-228.
- Lennox C.S. (1999), Audit Quality and Auditor Size : An Evaluation of Reputation and Deep Pockets Hypotheses, *Journal of Business & Accounting*, vol 26, n°7 & 8, pp. 779-805.
- Lev B. (1989), « On the Usefulness of Earnings and Earnings Research – Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research », *Journal of Accounting Research*, vol 27, supplement, pp. 153-201.
- Malo J.-L., Giot H. (1995), « L'élasticité du résultat selon les dimensions temps et espace », *Cahier de recherche du CEREGE*, Université de Poitiers-IAE.
- Peterson P.P. (1989), « Event Studies : A Review of Issues and Methodology », *Quarterly Journal of Business & Economics*, vol 28, n°3, pp. 36-66.

Thornton D.B. (2002), « A Market Solution to the Enron Accounting Crisis », *Working Paper*, School of Business, Kingston, Ontario.

Stickel S.E. (1985), « The Effect of Value Line Investment Survey Rank Changes on Common Stock Prices », *Journal of Financial Economics*, vol 14, March, pp. 121-143.

Strong N. (1992), « Modelling Abnormal Returns : A Review Article », *Journal of Business Finance & Accounting*, vol 19, n°4, June, pp. 533-553.

Strong N., Walker M. (1993), « The Explanatory Power of Earnings for Stock Returns », *The Accounting Review*, April, p. 385-399.

Watts R., Zimmerman J. (1983), « Agency Problems, Auditing and the Theory of the Firm : Some Evidence », *Journal of Law & Economics*, vol 26, pp. 613-633.