

PREVISION DE RESULTATS PAR LES DIRIGEANTS : IMPACT INFORMATIONNEL SUR LES COURS ET LES VOLUMES

Huu Minh MAI

CEREG - Université Paris Dauphine

Emmanuel TCHEMENI

*Maître de Conférences à l'Université de Paris Nord et
CEREG - Université Paris Dauphine*

Revue Economique - Janvier 95

RESUME

Cette étude est consacrée au test de la valeur informationnelle des prévisions de résultats publiées par les dirigeants de sociétés à travers l'examen des variations de rentabilités et de volume autour de la date de diffusion des prévisions.

L'échantillon de données comporte 945 dates, dont 496 sont des premières prévisions correspondant à 176 sociétés, sur la période 1984 à 1990.

La méthodologie appliquée est celle de l'étude d'événement qui consiste à examiner l'existence de rentabilités anormales significativement différentes de zéro et de volume anormaux de transactions significativement importants à la date d'événement.

Les résultats trouvés indiquent des variations significatives de cours et de volume à la date d'annonce. Les prévisions semblent être à l'origine des modifications des anticipations des investisseurs et donc des réajustements des portefeuilles d'où l'observation des rentabilités et des volumes plus importants qu'en l'absence d'information. Les sociétés dont les dirigeants publient les prévisions sont de taille relativement plus importante que la moyenne du marché; les prévisions sont en général des bonnes nouvelles (annonce de bénéfices prévisionnels en croissance par rapport à ceux de l'exercice précédent).

SUMMARY

The informational value of one type of prospective information, the earnings' forecast published by a company manager, is the focus of this study. Some characteristics of the sample companies are analysed, the abnormal returns and abnormal volumes around the date when the event is known are calculated and their amplitude tested; finally.

The data comprises 945 forecasting dates (among which 496 first forecasts of the fiscal year) corresponding to 176 firms, on the period 1984 to 1990.

The results indicate that management earnings' forecasts are price informative since abnormal returns and abnormal volumes significantly greater than zero are observed around the event date. Companies whose managers publish earnings' forecasts have on average greater market value than the market as a whole; the forecasts are mostly good news (announce increase in earnings compare to those of the precedent fiscal year).

INTRODUCTION

Les prévisions de résultats publiées par les dirigeants de sociétés représentent des informations permettant de se faire une idée précise des résultats d'un exercice fiscal bien avant la fin de celui-ci. Il s'agit d'informations non obligatoires dont la communication est laissée à la discrétion du dirigeant par la SEC et la COB.

Différentes études ont montré l'importance de l'information prévisionnelle et plus particulièrement des prévisions de résultats pour l'évaluation des titres et la gestion de portefeuille. Des travaux effectués sur le marché américain notamment par King, Pownal et Waymire (1990), McNichols (1989), Lev et Penman (1990) ont analysé le comportement des cours boursiers suite à la diffusion des prévisions. Leur méthodologie a dans l'ensemble consisté, d'une part à déterminer les rentabilités anormales autour de la date d'événement et, d'autre part à estimer le pouvoir explicatif d'une régression entre rentabilités anormales et fraction non anticipée de la prévision de résultats (les anticipations des investisseurs étant représentées par la prévision de bénéfice faite par un analyste financier juste avant la prévision du dirigeant). Les différentes études concluent dans leur très grande majorité au contenu informationnel des prévisions des dirigeants.

Notre étude consiste à analyser sur le marché français la valeur informationnelle des prévisions de dirigeants de sociétés. Dans ce but, l'existence de rentabilités anormales et de volumes anormaux à la date de publication de l'information est testée. Le volume de transaction reflète l'activité des investisseurs par sommation de toutes les transactions, alors que les cours des titres reflètent une agrégation ou une moyenne des croyances des investisseurs. L'une des motivations de l'étude sur les volumes s'explique par le fait qu'une information pertinente doit se traduire par des transactions réalisées et permet de voir si la rentabilité n'est pas uniquement le fait des cours affichés qui se modifient.

La motivation des dirigeants à rendre publiques des informations privées (internes) s'explique par plusieurs fondements théoriques dont les théories de l'agence, du signal et d'ajustement des anticipations des investisseurs.

Par rapport à la théorie de l'agence, dans le cadre du mandat de gestion qui leur est confié, les dirigeants informent les actionnaires d'éventuelles conséquences de leurs actes de gestion. Dans ce cadre, certains dirigeants de sociétés françaises communiquent aux actionnaires les prévisions des résultats qu'ils comptent réaliser.

Selon la théorie du signal, les sociétés qui disposent d'une information pertinente ont intérêt à le « signaler » au marché afin que celui-ci les valorise en conséquence; par la communication de certains signaux au marché, certaines sociétés parviennent ainsi à se faire distinguer des

autres. Un signal erroné comporte un coût; dans le cas des prévisions des dirigeants, si celles-ci se révèlent très inférieures aux réalisations connues à la fin de l'exercice, la valeur des actions va fortement baisser. L'existence des prévisions d'analystes financiers permet également d'apprécier le caractère réaliste des prévisions des dirigeants.

Par rapport à l'ajustement des anticipations, les investisseurs, à partir des informations en leur possession (données historiques, publications économiques et financières, prévisions d'analystes financiers...) se forment des anticipations concernant les perspectives de résultats de la société. Le dirigeant peut éprouver le besoin de confirmer ou de corriger ces anticipations (les prévisions et consensus d'analystes financiers par exemple) en fonction des informations à sa disposition.

L'hypothèse testable dans le cadre de notre étude est celle d'ajustement des anticipations, qui est sous-jacente au « signal » communiqué au marché par les dirigeants. Si cette hypothèse est vérifiée, l'on devrait observer des variations anormales de rentabilités et de volumes lors de la publication de l'information.

Si nous faisons abstraction de la littérature sur la microstructure des marchés, plusieurs aspects de la théorie financière font référence à la relation qui peut exister entre prix et volume.

L'hypothèse de marché efficient (EMH) stipule que le prix d'une action reflète toute l'information publique disponible. Par conséquent, un corollaire de l'EMH est que l'on peut acheter (ou vendre) de blocs importants de titres à un prix proche du cours du marché tant que l'on peut convaincre les autres investisseurs que l'on ne détient pas de l'information privée. Il est fait l'hypothèse que les actions sont presque de parfaits substituts entre eux; si tel est le cas, la demande supplémentaire (excédentaire) pour un titre donné sera élastique, et la vente ou l'achat d'un certain nombre d'actions n'aura aucun impact sur le prix. L'étude d'événement effectuée sur les rentabilités a permis de mettre en évidence la variation de cours; si l'analyse des volumes met en évidence des variations anormales de volume, alors la variation de volume a eu un impact sur les prix, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse d'efficience.

Contrairement à l'EMH, Scholes (1972), Kraus et Stoll (1972), Hess et Frost (1982) et d'autres, ont proposé deux hypothèses, celles de substituts imparfaits (ISH) et celle de pression sur les prix (PPH). L'ISH stipule que les actions de différentes sociétés ne sont pas de proches substituts entre eux, et par conséquent la demande à long terme n'est pas parfaitement élastique. Selon cette hypothèse, les cours d'équilibre vont changer lorsque la courbe de demande se modifie afin d'absorber la demande excédentaire. Le PPH stipule que les investisseurs qui satisfont les variations de la demande (offreurs passifs de liquidité) doivent obtenir une compensation pour les coûts de transaction et les risques de portefeuille qu'ils supportent du fait qu'ils acceptent d'acheter ou de

vendre instantanément des actions qu'ils n'auraient pas échangés. Ces deux hypothèses prédisent que des volumes importants de vente (achat) d'actions vont provoquer une baisse (augmentation) de cours quand bien même aucune information n'est à l'origine des transactions.

Du fait de l'existence d'une information sous-jacente aux volumes échangés, la variation de prix ne s'expliquerait pas uniquement par des volumes importants de transactions; seule l'hypothèse d'efficience peut donc s'appliquer dans une certaine mesure à notre étude.

La relation entre volume et prix est également explicitée dans la littérature théorique et empirique qui montre que le volume tend à augmenter autour de la date de publication d'informations significative concernant la valeur d'une société. La relation entre volume et contenu informatif a été montrée par exemple par Beaver (1968), dans le cas de la publication de résultats annuels. Depuis Beaver (1968) la littérature comptable et financière a reconnu la relation entre volume de transaction et informations sur les perspectives de résultats de sociétés. Des études théoriques dont Kim et Verrecchia (1991) et Hakansson, Kunkel et Olhson (1982) ont essayé de mieux expliciter l'interprétation des réactions de volume à la diffusion d'information publique. A l'aide d'un modèle d'échange pur, Hakansson, Kunkel et Olhson (1982) montrent que les réactions de volume à une annonce publique comportent deux éléments possibles: des transactions interviennent du fait de l'hétérogénéité des anticipations, et parce que les investisseurs souhaitent modifier la composition de leur risque. Si les marchés sont incomplets ou s'il existe une hétérogénéité des croyances, leur modèle prédit un accroissement de volume de transactions autour de toute annonce qui « signale » une modification de la perception du risque et de la rentabilité du titre par les investisseurs. Selon Kim et Verrecchia (1991), *le volume reflète la somme des différences dans les réactions des traders; la variation de prix traduit uniquement la réaction moyenne*. Il en résulte que le volume est proportionnel à la fois à la variation de prix et à l'ampleur de la différence de précision. Ils montrent que le volume anticipé et la variance de la modification de prix sont fonction croissante de la précision de l'information publiée et fonction décroissante de l'importance de l'information publique et privée disponible avant l'annonce. Varian (1985) attribue la variation de volume à des anticipations différentes avant l'annonce de l'information.

Le fait pour une entreprise de « signaler » au marché ses bonnes perspectives futures de résultats a pour conséquence de modifier les anticipations et croyances des investisseurs qui prévalaient avant la diffusion des prévisions de résultats. Les anticipations antérieures différentes et leurs ajustements suite à la diffusion de l'information peuvent être donc à l'origine de volume de transactions plus importants que ce qui aurait été normalement observé.

DONNEES

L'existence des prévisions s'explique par le fait qu'avant la fin d'un exercice, les dirigeants de sociétés donnent des indications concernant les résultats qui seront réalisés. Sont considérées comme prévisions de dirigeants des estimations de résultats publiées par la société ou par l'un de ses cadres dirigeants, quelques mois ou semaines avant la fin de l'exercice fiscal. Les prévisions des dirigeants ne correspondent pas toujours à la même définition des résultats (le résultat net consolidé part du groupe, par exemple); en effet, elles peuvent être présentées sous différentes formes : BPA, bénéfices avant éléments exceptionnels, bénéfices d'exploitation, résultats de la société mère, résultats avant prise en compte des intérêts minoritaires, résultats courants...

Dans cette partie vont être successivement analysées les sources d'information, les dates de prévisions recueillies, et leur répartition par marché de cotation, par secteur économique et par sens de variation.

Sources

Les prévisions sont collectées par lecture de la presse économique et financière et des communiqués de sociétés; les journaux consultés sont ceux qui figurent dans les dossiers de sociétés constitués auprès des centres de documentation de la Société des Bourses Françaises (SBF) et de la Commission des Opérations de Bourse (COB).

La date d'annonce que nous retenons est celle de la première parution dans l'une des revues consultées.

L'échantillon de données comporte au départ 1001 dates de prévisions correspondant à 176 sociétés, sur la période 1984 à 1990. Les prévisions retenues sont sous forme d'un montant unique déterminé (point), soit sous forme de fourchette (un résultat minimal et un résultat maximal). Sont ensuite éliminées 56 dates correspondant à des sociétés dont l'exercice fiscal ne se termine pas au 31 décembre; il reste en définitive **945 dates, dont 496 sont des premières prévisions.**

Les dix principales sources contiennent 93% des prévisions publiées entre 1984 et 1990.

Dates de prévision

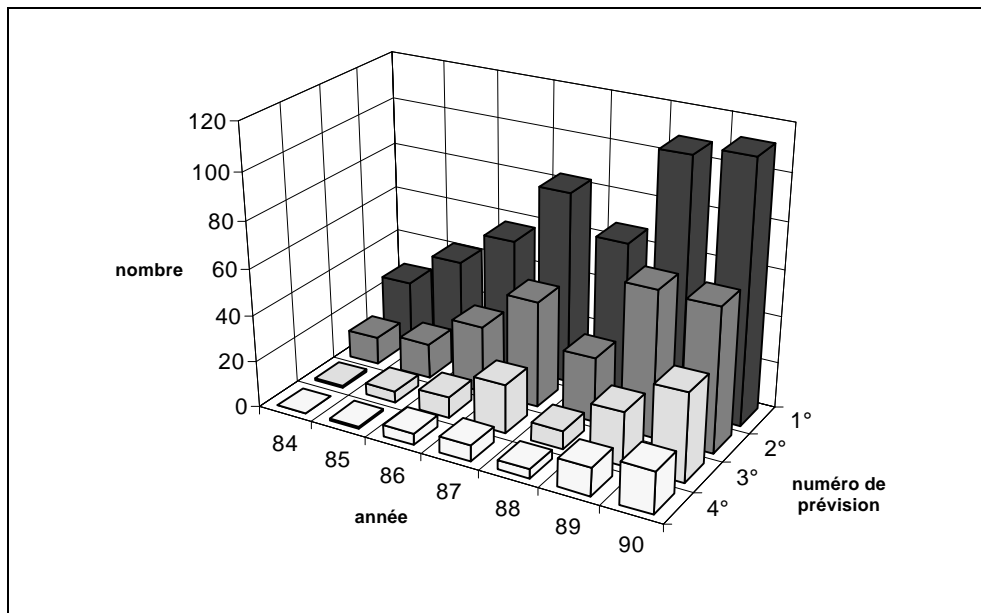
Les sociétés publient entre une et exceptionnellement neuf prévisions par année. Le nombre moyen de prévisions par année et par société est de 1.83. Ce nombre est plus faible sur le Marché Comptant (1.50) que sur le Règlement Mensuel (1.89) ou sur les autres marchés (1.90). Nous trouvons également une différence au niveau des secteurs économiques avec un minimum de 1.62 pour le secteur "Divers" et un maximum de

2.01 pour le secteur "Services". Ces chiffres sont statistiquement différents de 1 au seuil de 5%.

Le graphique 1 présente, pour chaque année, le nombre de prévisions publiées en se limitant au maximum à quatre.

Graphique 1

Distribution des prévisions par année et par numéro de prévision



Le nombre de prévisions publiées est en augmentation constante depuis 1984 malgré la situation spécifique de 1988, ce qui montre l'attention que les dirigeants accordent à ce type d'information ainsi que l'intérêt du marché vis à vis de celui-ci.

Distribution des premières dates de prévision

Le tableau 1 présente la répartition des premières prévisions par marché, secteur et sens de variation par année et sur toute la période. Il montre que les sociétés du règlement mensuel publient une proportion très importante des prévisions (76% des prévisions proviennent des sociétés du RM en comparaison des 11% du marché Comptant); le secteur des services est le mieux représenté parmi les 9 considérés (35% des prévisions contre 11,9% pour le secteur des biens de consommation non durables arrivant en deuxième position); près de 90% des prévisions annoncent une hausse des résultats futurs par rapport aux précédents.

Tableau 1
Distribution des premières prévisions

	84	85	86	87	88	89	90	84-90	%
Marché de cotation									
Comptant	1	3	4	11	8	14	14	55	11.1
Règlement mensuel	24	35	49	62	49	76	82	377	76.0
Valeurs de la zone franc	1	3	3	8	10	18	16	59	11.9
Second marché ou hors cote spécial	1	1	1	2	0	0	0	5	1.0
<i>Total</i>	27	42	57	83	67	108	112	496	100
Secteur économique									
Produits de base	1	6	7	8	2	14	12	50	10.08
Constructions	2	3	4	8	6	13	12	48	9.68
Biens d'équipement	3	7	7	11	8	12	8	56	11.29
Biens de consomm. durables	3	4	7	7	4	3	6	34	6.85
Biens de consomm. non durables	3	6	8	11	10	12	9	59	11.90
Biens de consomm. alimentaires	5	4	7	8	7	8	11	50	10.08
Services	9	11	14	24	22	31	38	149	30.04
Sociétés financières	0	1	2	5	6	10	11	35	7.06
Divers	1	0	1	1	2	5	5	15	3.02
Sens de variation									
Hausse	19	33	49	73	67	102	100	443	89.31
Constance	6	5	7	7	0	5	4	34	6.86
Baisse	2	4	1	3	0	1	8	19	3.83
<i>Total</i>	27	42	57	83	67	108	112	496	100

METHODOLOGIE

La valeur informationnelle des prévisions des dirigeants peut être analysée au regard de trois hypothèses principales : l'ajustement des anticipations des investisseurs, la crédibilité des prévisions et la réduction de l'incitation des investisseurs à acquérir de l'information privée. Une synthèse succincte de la littérature consacrée à ces trois hypothèses est proposée ci-dessous puis l'étude empirique réalisée sur le marché français est présentée.

Selon l'hypothèse d'ajustement des anticipations, les dirigeants publient des prévisions de résultats afin de provoquer un ajustement des anticipations des investisseurs quant aux bénéfices futurs de la société. Il en résulte en principe un alignement de la valeur d'équilibre de la société anticipée par les investisseurs sur celle anticipée par les dirigeants. La littérature suggère sans ambiguïté que les prévisions des dirigeants ont un contenu informatif. Des études telles que celles de Penman (1980) ont mis en évidence des variations positives et statistiquement significatives de cours suite à la publication des prévisions des dirigeants. Ajinkya et

Gift (1984), Waymire (1984) et Han, Wild et Ramesh (1989) ont trouvé une relation positive entre les variations de cours et la composante "non anticipée"¹ des prévisions. Selon les résultats de Lev et Penman (1990), aux dates $t=-1$ et $t=0$, l'ensemble des firmes dont les prévisions ont été publiées (FAP) présentent des rentabilités anormales positives, significativement différentes de zéro au seuil de 1% et plus élevées que celles des sociétés dont les dirigeants n'ont pas diffusé de prévisions (FSP). Les rentabilités associées aux FSP ne sont pas en moyenne inférieures à zéro, mais elles ne sont pas significativement différentes de zéro. Han et Wild (1991) et Pownal et Waymire (1989a) montrent que c'est l'information sur les résultats contenue dans les prévisions, et non l'acte de publication, qui est à l'origine des variations de cours qui font suite à la diffusion des prévisions des dirigeants.

La méthodologie généralement appliquée dans ces travaux est celle de l'étude d'événement qui consiste à analyser le comportement des cours boursiers et par conséquent des rentabilités autour et à la date de publication de l'information. La méthodologie appliquée dans notre étude est similaire.

L'affirmation selon laquelle l'acte volontaire de publication peut avoir un contenu informatif, parce que cet acte constitue un signal de la capacité du dirigeant à déceler les changements de l'environnement et à s'y adapter, a été formalisée pour la première fois par Truman (1986). McNichols (1989) constate que les variations de cours sont conditionnées par d'autres informations contenues dans les cours mais non contenues dans la prévision. Des réactions négatives de cours ont été mises en évidence par Waymire et Ajinkya et Gift lors de publications de prévisions contenant de mauvaises nouvelles, celles qui annoncent par exemple un résultat inférieur aux anticipations des investisseurs.

L'hypothèse de crédibilité des prévisions est sous-jacente à celle d'ajustement d'anticipations dans la mesure où il faut que l'information soit crédible pour provoquer un ajustement des anticipations; la crédibilité des prévisions peut être mesurée ex post par les investisseurs grâce à la comparaison entre prévision et réalisation. Dans leur ensemble, les résultats sur le contenu informatif suggèrent que les prévisions des dirigeants constituent une source rapide d'informations crédibles pour les investisseurs. Des études plus récentes ont analysé directement la question de la crédibilité de la publication; Jennings (1987) a démontré qu'il existe une relation entre les réactions des cours consécutives aux prévisions des dirigeants et les révisions récentes (contemporaines) par les analystes financiers. Les prévisions des dirigeants qui sont diffusées en même temps que des révisions de prévisions d'analystes sont associées à des variations de cours plus faibles. Pownal et Waymire (1989a) comparent les effets sur les cours des prévisions des dirigeants et de

¹ Prévision d'analyste financier diffusée juste avant la prévision du dirigeant.

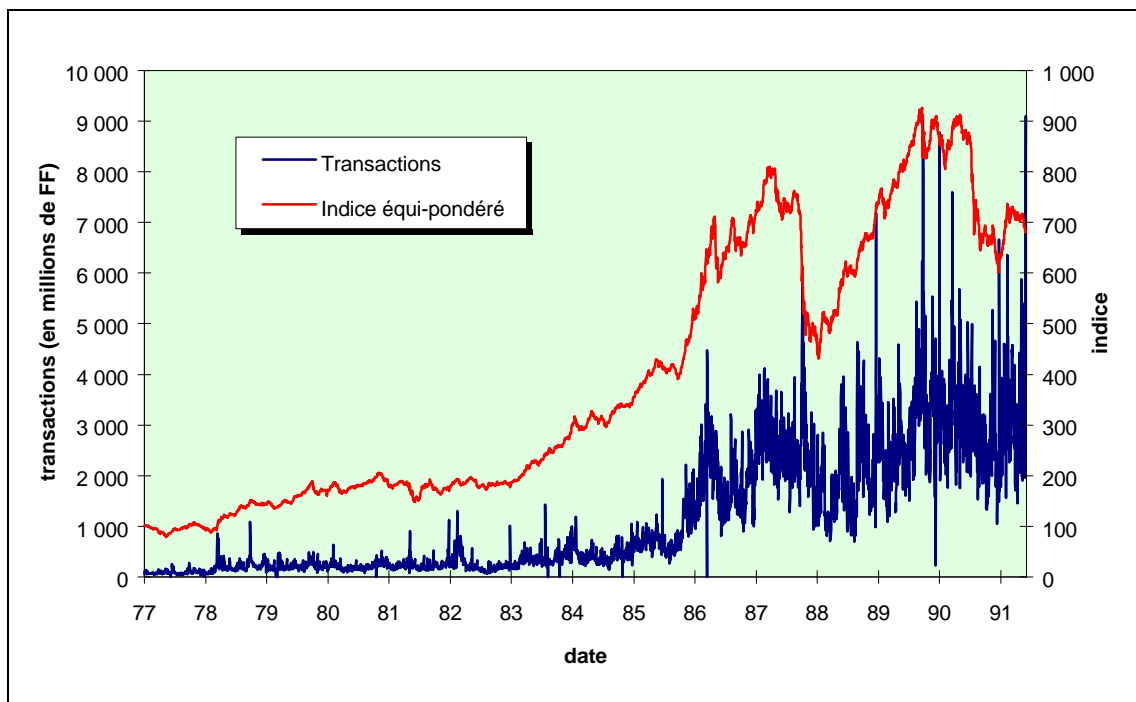
l'annonce des résultats annuels, en utilisant les variations de cours comme proxy de la mesure de crédibilité par les investisseurs. Ils constatent que les prévisions ont en moyenne un contenu informatif équivalent à celui des réalisations.

Dans l'étude sur le marché français présentée ci-dessous, nous analysons l'évolution des rentabilités boursières avant et après la publication des prévisions.

Afin de donner plus de robustesse à nos résultats, une analyse des volumes de transaction à l'annonce de l'information a été également faite. En effet, dans l'introduction, nous avons mentionné que des modèles théoriques ainsi que des études et observations empiriques ont mis en évidence le fait qu'une information est susceptible d'être à l'origine de variations de volume. En outre, une étude comparative de l'évolution d'un indice et du volume de transaction, a confirmé l'existence d'une relation entre prix et volume de transactions (graphique 2).

Graphique 2

Evolution comparative de l'indice et le volume de transaction moyen du marché



La relation entre prix (c_t) et volume (v_t) a également été testée à l'aide d'une régression linéaire suivante :

$$c_t = \alpha + \beta v_t + \varepsilon_t$$

Les résultats de la régression sont présentés dans le tableau 2. Les coefficients sont fortement significatifs avec une explication de l'ordre de 60%.

Tableau 2
Relation linéaire entre prix et volume

$$c_t = \alpha + \beta v_t + \varepsilon_t$$

	α	β	R^2 ajusté
Régression	237.17 (67.2)	0.1384 (72.5)	0.59

Ces évidences montrent l'intérêt d'une analyse des volumes dans le cadre d'une étude de contenu informatif, outre le fait qu'il permet de confirmer ou d'infirmer les résultats observés avec les rentabilités.

La méthodologie appliquée a pour objectif de déceler l'existence éventuelle de transactions anormales autour de la date de diffusion de l'information; elle s'inspire des méthodes classiques qui ont été déjà utilisées dans la littérature, le modèle de marché de rotation [Beaver (1968), Morse (1981), Bamber (1986), ...], et le ratio de volume relatif [Harris et Gurel (1986)]. Toutes ces études, à l'exception de Morse (1981) ont conclu à l'accroissement de volume de transactions à la publication de résultats ou d'autres types d'informations qui ont été analysés.

Etude d'événement par les cours

Pour mesurer l'impact des publications des prévisions de résultats par les dirigeants sur les cours boursiers, nous utilisons la méthodologie des études d'événements qui consiste à vérifier, sous l'hypothèse d'efficience de marché, que les rentabilités anormales moyennes à la date d'annonce sont nulles.

Cette étude d'événement consiste à examiner l'évolution des cours (ou des variations de cours) autour d'un événement. L'impact d'un événement sur les cours d'un titre est mesuré par l'écart entre la rentabilité du titre et une norme.

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - K_{i,t} \quad (1)$$

En pratique, plusieurs normes sont utilisées,

- la rentabilité d'un indice représentatif du marché (équi-pondéré ou pondéré pour corriger l'effet taille),

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (2)$$

- la rentabilité moyenne du même titre mais mesurée sur une période d'estimation, en dehors de l'événement,

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - \bar{R}_i \quad (3)$$

- la rentabilité en excès par le modèle de marché en ajustement par rapport au risque systématique.

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot R_{m,t}) \quad (4)$$

Ce risque peut être évalué par les moindres carrés ordinaires, ou par d'autres méthodes corrigeant l'asynchronisme des données, celle proposée par exemple par Dimson (1979) ou encore par Scholes et Williams (1977) qui corrige en plus l'autocorrélation des rentabilités ou encore par Fowler et Rorke (1983).

La panoplie des tests statistiques est également importante. La statistique la plus courante est donnée par le t de Student en longitudinal ou en coupe instantanée. L'hypothèse de normalité peut être levée par des tests non paramétrique, en particulier le test du signe².

Etude d'événement par les volumes

La méthodologie appliquée a pour but de déceler un volume anormal de transactions à la date d'annonce de l'événement étudié; il s'agit d'analyser si suite à la diffusion de l'information relative à une société donnée, cette dernière fait l'objet d'un volume de transactions plus important que le marché en moyenne ou que les transactions observées pour le titre sur une période de non-événement.

En général, trois approches sont utilisées: le volume en nombre, le volume en montant et le taux de rotation. Nous ne retenons ici que les deux dernières car l'étude des volumes anormaux en nombre est biaisé par les opérations éventuelles sur capital (augmentation de capital, division d'action par exemple). Un ajustement par le coefficient correcteur permet de comparer le même titre dans le temps mais ne permet pas de comparer les titres entre eux, ni le titre au marché.

Deux méthodes sont appliquées, le taux de rotation relatif et le « modèle de marché de rotation ».

Soient,

- VOL_{it} nombre de transactions du titre i à la date t
- $MVOL_{it}$ volume de transactions en montant du titre i à la date t
- $MVOL_{mt}$ volume de transactions moyen en montant du marché à la date t
- $MVOL_i$ volume de transaction moyen en montant du titre i sur la période d'estimation
- $MVOL_m$ volume de transactions moyen en montant du marché sur la période d'estimation
- CAP_{it} capitalisation du titre i à la date t

² cf. annexe pour une description plus détaillée de cette méthodologie.

Ratio de volumes relatif

$$\tau_{it} = \frac{MVOL_{L_{it}}/\overline{MVOL}_i}{MVOL_{L_{mt}}/\overline{MVOL}_m} - 1 \quad (6)$$

Modèle de marché de rotation

$$\rho_{it} = \alpha + \beta\rho_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

où

$$\rho_{it} = \frac{MVOL_{it}}{CAPI_{it}} \quad (8)$$

L'estimation des coefficients α et β et σ (écart-type des résidus) par les Moindres Carrés Ordinaires permet de définir les rotations anormales standardisées suivantes :

$$AR_{it} = \frac{\rho_{it} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}\rho_{mt})}{\hat{\sigma}} = \frac{\varepsilon_{it}}{\hat{\sigma}} \quad (9)$$

Afin de tester si le ratio de volumes relatif τ_{it} et le résidu standardisé du modèle de marché de rotation AR_{it} sont significativement différents de zéro, le t de Student est calculé pour chacune de ces variables à la date d'annonce. Les statistiques paramétriques de Student aussi bien en coupe instantanée que temporelles permettront de vérifier l'éventuel impact de l'annonce des prévisions des résultats par les dirigeants sur les volumes boursiers.

RESULTATS**Par les cours**

Nous disposons initialement de 496 dates de premières prévisions. Seules 445 dates sont prises en compte dans notre étude d'événement car elles nécessitent des données disponibles non seulement autour de la date d'événement mais également sur une période d'estimation, suffisamment loin de l'événement. Les paramètres L et c, déterminants pour l'étude, sont égaux respectivement à 100 et 10 jours.

Les rentabilités sont calculées selon la formule logarithmique avec réinvestissement du dividende :

$$R_{i,t} = \text{Log} \left(\frac{C_{i,t+1} + D_{i,t+1}}{C_{i,t}} \right) \quad (10)$$

avec

- $C_{i,t}$: le cours ajusté à la date t du titre i
- $C_{i,t+1}$: le cours ajusté à la date (t+1) du titre i

$D_{i,t+1}$: le dividende ajusté distribué à la date t+1

Les principaux résultats concernant l'impact des premières publications des résultats par les dirigeants sont présentés sur les graphiques 3a, 3b, 3c et 3d.

Sur le graphique 3a sont présentées trois courbes : la première courbe, reliant des carrés, représente les rentabilités anormales moyennes autour de la date de publication, notée 0. Ces rentabilités sont obtenues par le modèle (A2 de l'annexe), en excès de la rentabilité de l'indice équi-pondéré. La deuxième courbe reliant des ronds représente ces mêmes rentabilités mais cumulées sur les 4 jours précédant la date d'événement. Enfin, la troisième courbe reliant des triangles représente les statistiques de Student classiques, et doit être rapportée à l'échelle située à droite du graphique. Les graphiques suivants 3b, 3c et 3d sont construits de la même façon et correspondent respectivement aux rentabilités en excès par rapport à l'indice pondéré (voir équation (3)), en excès par rapport au modèle de marché selon les moindres carrés ordinaires (voir équation (A4) de l'annexe) et selon la méthode de Dimson (voir équation (A5) de l'annexe).

Ces quatre graphiques obtenus à partir de quatre modèles différents, présentent des points communs :

- on observe des rentabilités anormales positives et relativement importantes à la date de publication (t=0) et le jour suivant (t=1).
- les statistiques de Student sont uniquement significatives à la date d'annonce : elles sont supérieures à 1.96 qui est le seuil habituel de significativité à 5%.

Par contre, ces rentabilités anormales ont une ampleur différente selon le modèle choisi, comme l'indique le tableau 3. Elles se situent entre 0.39% sur deux jours pour le modèle de marché par la méthode des MCO sur l'indice équi-pondéré et 0.51% pour la méthode de Dimson sur le même indice. Les statistiques de Student sont globalement significatives à la date t=0, et significatives à deux exceptions près à la date t=1 : indice de marché équi-pondéré et modèle de marché par MCO avec indice équi-pondéré.

Dans chacun des modèles, l'indice pondéré conduit à des statistiques de Student plus significatives que l'indice équi-pondéré. Cela est logique dans la mesure où notre échantillon est constitué par une majorité de sociétés de taille importante. La rentabilité moyenne cumulée sur [0,1] est également plus importante pour l'indice pondéré, à l'exception du modèle de marché ajusté par la méthode de Dimson.

Tableau 3
*Rentabilités Anormales et Rentabilités Anormales Cumulées
sur les deux jours suivant la publication*

	Indice	t=0	t=1	t \in [0,1]
<i>En Excès par rapport à l'indice de marché</i>	Equi-pondéré	0.246 (2.62)	0.179 (1.90)	0.422
	Pondéré	0.240 (2.90)	0.238 (2.88)	0.478
<i>Modèle de marché par MCO</i>	Equi-pondéré	0.242 (2.70)	0.148 (1.65)	0.390
	Pondéré	0.312 (3.96)	0.177 (2.24)	0.489
<i>Modèle de marché par la méthode de Dimson</i>	Equi-pondéré	0.303 (3.09)	0.204 (2.08)	0.507
	Pondéré	0.306 (3.96)	0.158 (2.04)	0.464

Note : Les chiffres entre parenthèses représentent les statistiques de Student. Ils sont à comparer avec 1.96 qui est le seuil habituel de significativité à 5%.

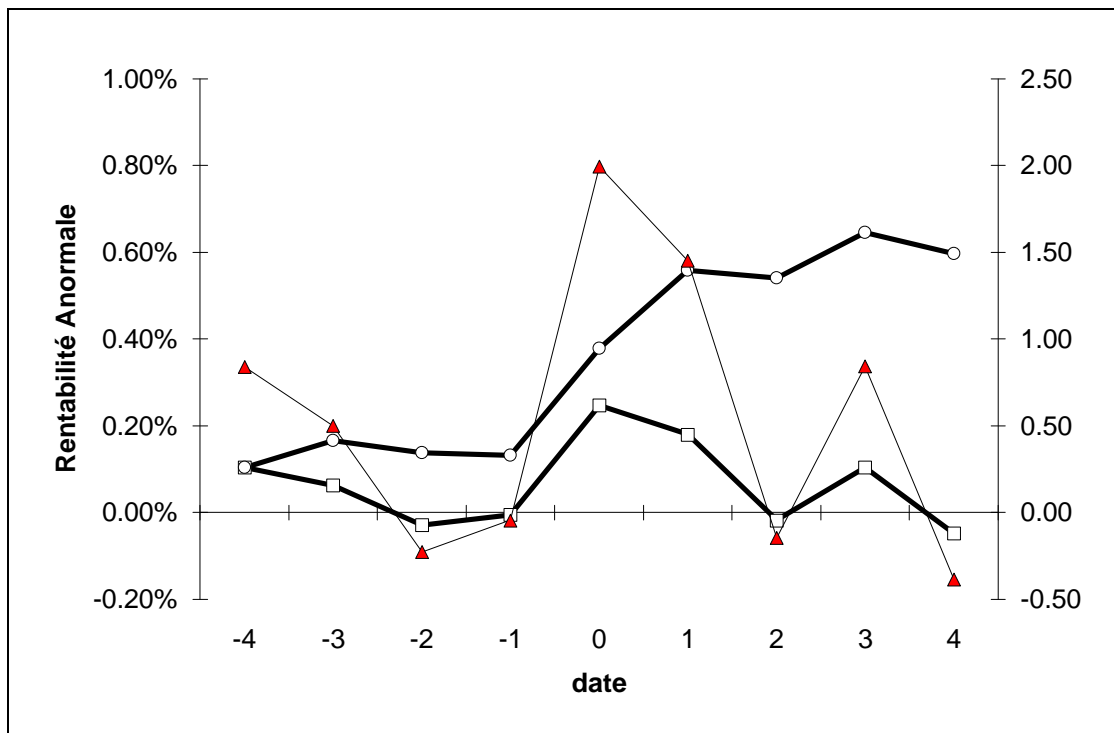
Tous ces modèles mettent en évidence l'impact des premières publications des résultats par les dirigeants sur les cours boursiers. Il faut néanmoins vérifier que les tests statistiques sont en accord avec cette conclusion.

Tableau 4
Comparaison des tests statistiques à la date de publication

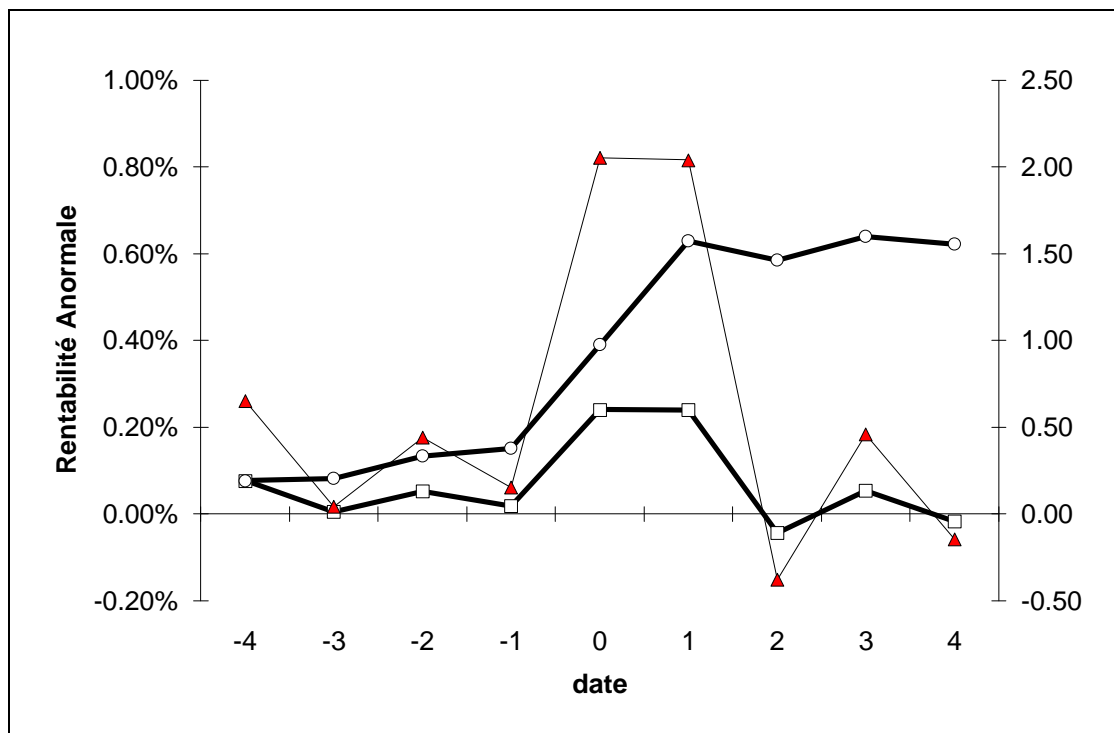
Méthode	Indice	T _{PAR}	T _{SIGNE}	T _{CROSS}
<i>Indice de marché</i>	Equi-pondéré	2.62	2.22	1.56
	Pondéré	2.90	2.60	1.60
<i>Modèle de marché par MCO</i>	Equi-pondéré	2.70	2.75	1.51
	Pondéré	3.96	2.84	2.10
<i>Modèle de marché par la méthode de Dimson</i>	Equi-pondéré	3.09	3.51	1.88
	Pondéré	3.96	3.51	2.01

Graphiques 3

A. Rentabilité Anormale par rapport à l'indice équi-pondéré

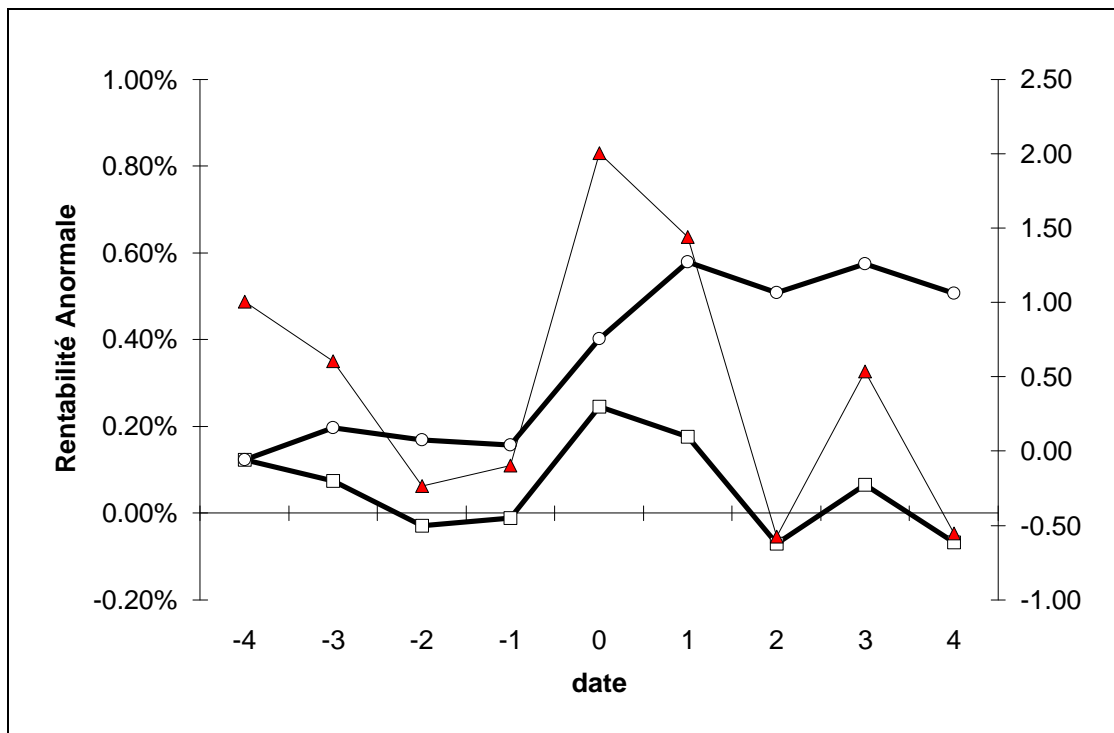


B. Rentabilité Anormale par rapport à l'indice pondéré

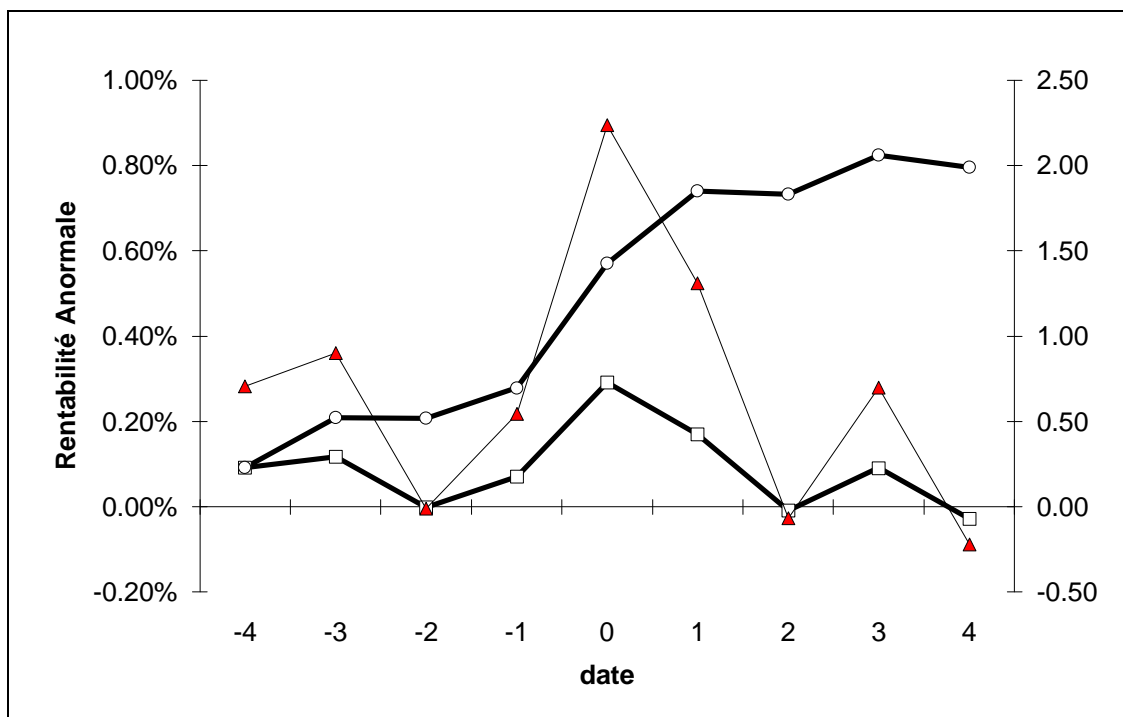


Note : La courbe symbolisée par des carrés (ronds) représente la rentabilité anormale (anormale cumulée) autour de la date d'événement (0). Celle symbolisée par des triangles représente les statistiques de Student doit être rapportée à la deuxième échelle à droite du graphique.

C. Rentabilité Anormale ajustée par le risque selon la méthode des MCO



D. Rentabilité Anormale ajustée par le risque selon la méthode de Dimson (1979)



Note : La courbe symbolisée par des carrés (ronds) représente la rentabilité anormale (anormale cumulée) autour de la date d'événement (0). Celle symbolisée par des triangles représente les statistiques de Student doit être rapportée à la deuxième échelle à droite du graphique.

Les statistiques paramétriques T_{PAR} et non paramétriques T_{SIGNE} décèlent des rentabilités anormales positives et significativement différentes de zéro à la date de publication quelles que soient la norme et la méthode considérée pour l'indice. Quant au test en coupe transversale, la statistique T_{CROSS} , elle révèle des rentabilités anormales significatives avec l'indice pondéré pour les méthodes MCO et modèle de marché avec Dimson. Dans tous les cas, l'indice pondéré permet de mieux mettre en évidence les rentabilités anormales dans la mesure où les valeurs des tests associées à cet indice sont plus importantes. Les tests calculés confirment donc bien l'impact des prévisions sur les cours boursiers.

Les résultats précédents relatifs à l'ensemble des premières prévisions, ont permis de mettre en évidence, d'une manière générale l'impact des prévisions sur les cours boursiers. Il nous faut maintenant confirmer cet impact en examinant l'évolution des volumes de transaction autour de la date d'annonce.

Par les volumes

Mai et Tchameni (1995) ont étudié pour un échantillon de 243 sociétés de l'indice SBF 250 sur la période 1977 à 1994, les propriétés statistiques de différentes mesures de volume journalier de transaction [nombre de titres, valeur en francs, ratio de rotation], nous trouvons que:

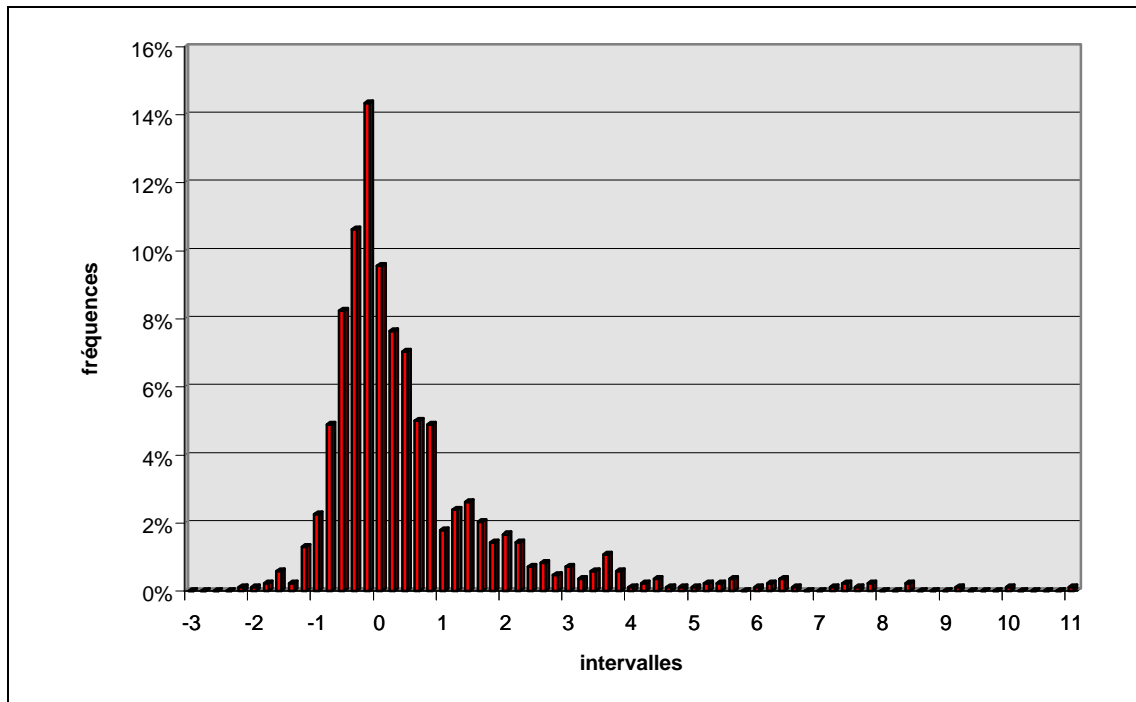
- Les tests de corrélation montrent d'une part une autocorrélation d'ordre un entre les volumes successifs de chaque titre.
- Les tests de racine unitaire (modèles simple et augmenté) de Dickey et Fuller (1979, 1981) tendent à rejeter la stationarité pour les mesures de volume ainsi que pour leur transformation logarithmique, dans tous les cas pour le modèle simple et dans plus de 95% de cas pour le modèle augmenté.
- Les tests de normalité conduisent au rejet dans 100% des cas de l'hypothèse de normalité pour toutes les variables de mesure de volume. Les transformations logarithmiques ne sont pas non plus absolument normales bien qu'elles se rapprochent de la normalité: le taux de rejet est compris entre 65 et 70% selon les mesures transformées considérées. Afin de tenir compte de la non normalité, de nouvelles variables de volume ont été définies dans le cadre de cet article.

Distribution des taux de volumes

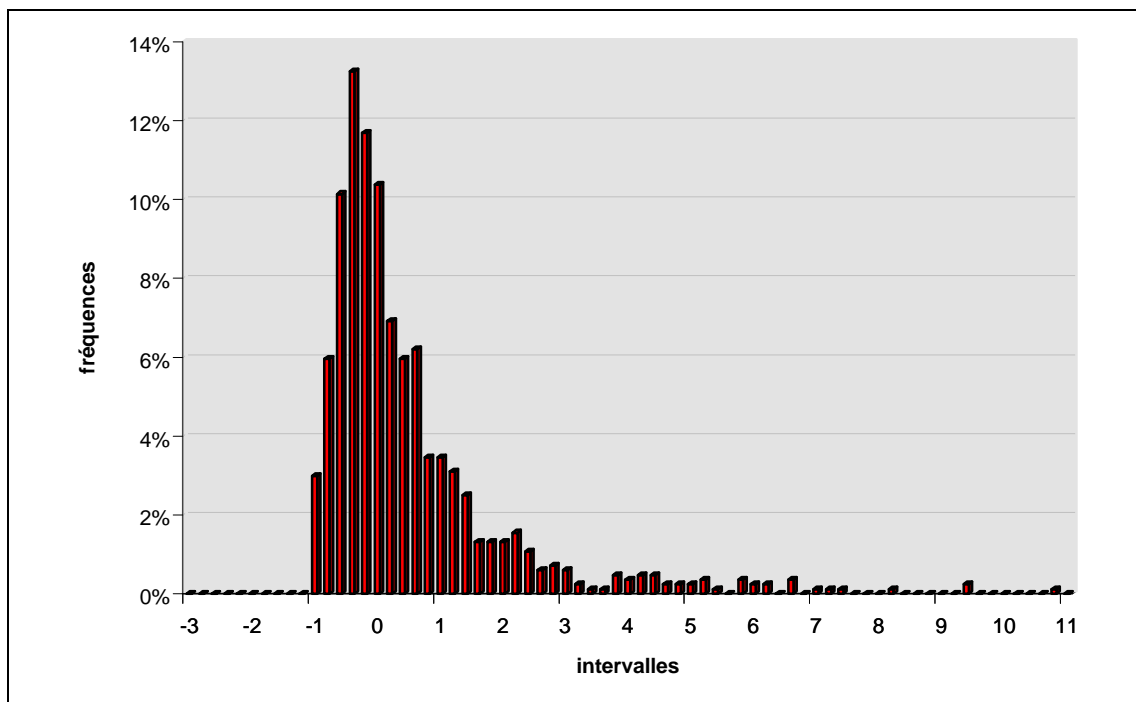
Il a été également procédé à une analyse de la distribution statistique des ratios de volume relatifs (rapport entre ratio de volumes du titre et celui du marché) et turnovers (nombre de titre échangés divisé par nombre total de titres). L'histogramme de fréquence de ces deux variables à la date d'annonce, présenté sur les graphiques 4a et 4b, montre une distribution asymétrique avec une queue décalée à droite.

Graphiques 4

A. Distribution des taux de turnover à la date d'annonce



B. Distribution des ratios de volumes relatifs à la date d'annonce



La forme de ces distributions nous a conduit à définir un critère permettant de supprimer les valeurs extrêmes pouvant biaiser les résultats. D'autre part, par construction du ratio de volume relatif, le dénominateur étant un rapport entre le volume à la date t sur la moyenne sur une période de test peut impliquer de très fortes amplitudes pour les valeurs peu liquides donnant de faible volume moyen.

Statistiques robustes

Le test statistique utilisé pour vérifier l'hypothèse de l'absence de volume anormal est le test de moyenne. Nous avons centré les variables pour que cette hypothèse nulle soit de « moyenne nulle ». En présence des éventuelles observations « aberrantes », comme le montrent les graphiques 4a et 4b, plusieurs approches sont possibles. La première est une approche basée sur la dispersion des observations. Les observations retenues dans la moyenne et le calcul de la valeur du t de Student sont celles situées dans un intervalle centré à la moyenne et de largeur $k\sigma$, où σ est l'écart-type empirique et k prend habituellement la valeur 2. Mais cette méthode n'est valable que pour les variables plutôt normales, ce qui n'est pas le cas d'après les histogrammes de distribution 4a et 4b. Il reste une seconde approche basée sur la « moyenne tronquée ». Celle-ci consiste à trier les observations par ordre croissant, et à exclure un certain nombre d'observations aux extrémités, qui correspondent aux plus faibles et aux plus fortes valeurs. Le nombre d'observations exclues représente un pourcentage arbitrairement choisi. Dans notre cas, nous retirons du calcul de la moyenne que les valeurs situées aux extrêmes de l'histogramme, avec un pourcentage choisi de 2%. Plus formellement, la moyenne robuste d'une série $X(i)$ quelconque est donnée par:

$$m_{\text{ROB}} = \sum_{i=1}^{n-[n\alpha]} X_{(R(i))}$$

où

- $X_{(R(i))}$ est la série ordonnée de $X(i)$
- α est le pourcentage de valeurs exclues ($\alpha=2\%$)
- $[.]$ est l'opérateur de partie entière

Nous définissons de même l'écart-type « robuste » et la statistique t de student:

$$T_{\text{ROB}} = \frac{\sqrt{n-[n\alpha]} m_{\text{ROB}}}{s_{\text{ROB}}}$$

Volumes anormaux

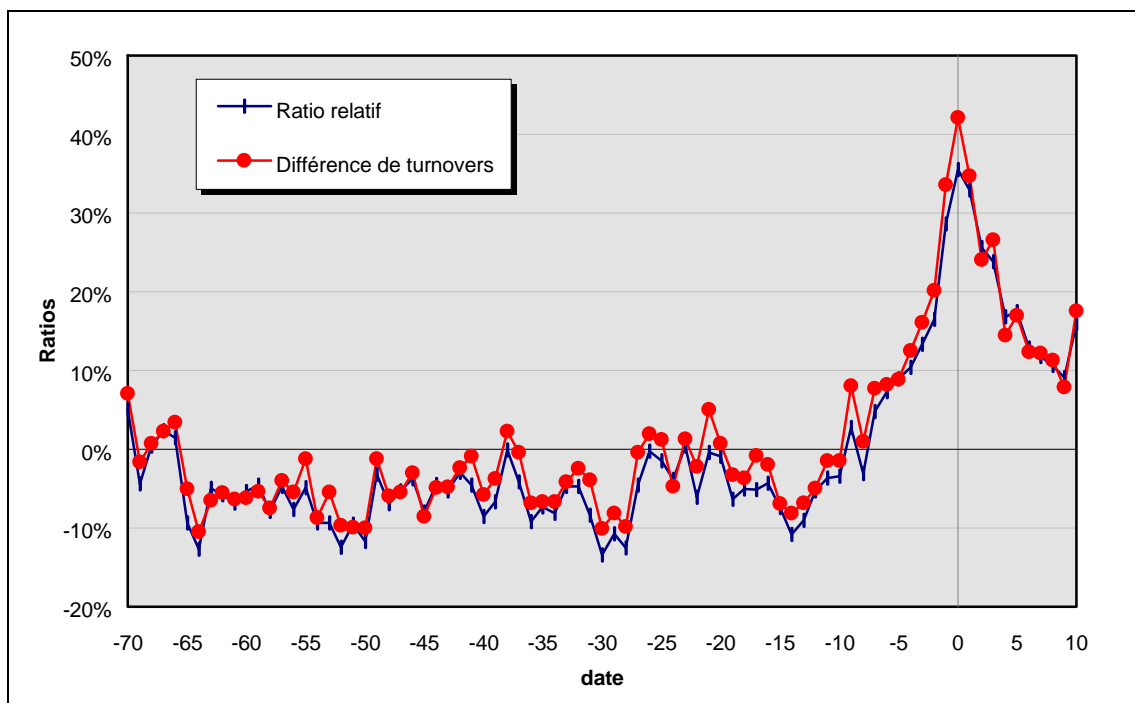
Quel que soit le modèle considéré, l'on observe des transactions anormales à la date d'annonce des prévisions de résultats et autour de celle-ci. Les ratios relatifs et de turnovers sont représentés sur les

graphiques 5 et 6, pour deux périodes, la première allant de la date -70 à la date +10 par rapport à la date d'évènement, et la seconde, plus centrée sur l'évènement, allant de la date -10 à la date +10.

Le graphique 5 montre premièrement que le comportement de ces ratios est semblable sur toute la période. Il montre d'autre part que ces ratios sont généralement négatifs dans la fenêtre d'estimation, entre -70 et -10, ce qui indique que les volumes de transactions sont inférieurs à la norme du marché, représentée par la valeur zéro. Nous observons ensuite une forte augmentation des volumes échangés, avec un maximum (35.6% et 42.1% respectivement pour les ratios relatifs et les turnovers) à la date de publication des prévisions de résultats par les dirigeants, notée 0. Le graphique 6 représente simultanément les valeurs des ratios et leurs statistiques t de Student et du signe sur la fenêtre d'évènement [-10,+10]. Ces ratios sont fortement significatifs entre -5 et +5: les t de Student varient sur cette fenêtre entre 2.26 et 8.00 pour les statistiques en coupe instantanée, notées T_{CROSS} et entre 3.14 et 14.40 pour les statistiques paramétriques, notées T_{PAR} . Ces dernières sont en général supérieures aux premières. A la différence des résultats sur les rentabilités anormales, on observe une anticipation de l'annonce, traduite par une augmentation de l'activité plusieurs jours avant la date de l'annonce.

Graphique 5

Evolution des taux de volume sur la période globale [-70,+10]



Les volumes anormaux observés autour de la date d'annonce indiquent que les volumes réagissent au contenu informatif de l'annonce. De même, du fait de l'existence d'une information, nos résultats ne peuvent être

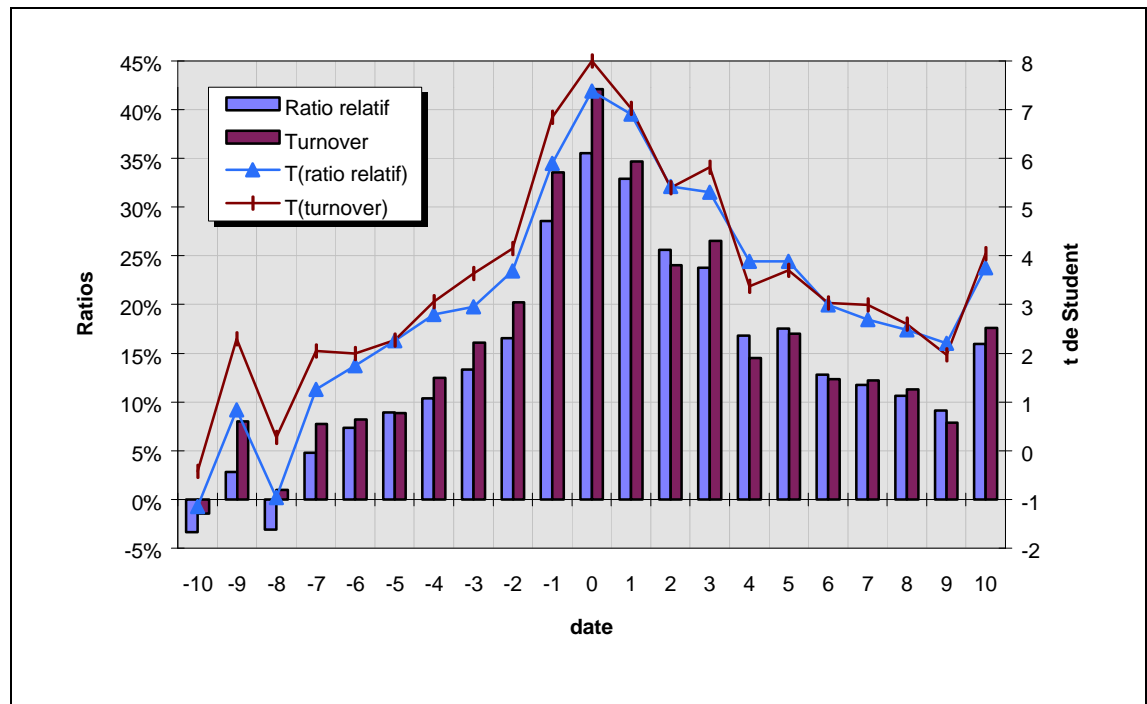
analysés selon les hypothèses de « pression sur les prix » et « de substituts imparfaits ». Par contre les résultats trouvés confirment les conclusions des modèles empiriques et des études empiriques antérieures, notamment sur le marché américain, de Beaver (1968), Clarke et Wright (1979) et Bamber (1986).

Tableau 5

Ratios de volume autour de la date d'annonce

date	-10	-5	-1	0	1	5	10
Ratio relatif	-3.4%	8.9%	28.6%	35.6%	32.9%	17.5%	15.9%
Student: T _{CROSS}	-1.14	2.26	5.90	7.38	6.91	3.88	3.76
Student: T _{PAR}	-1.23	3.25	10.44	12.99	12.02	6.15	5.82
Turnover	-1.4%	8.9%	33.5%	42.1%	34.7%	17.0%	17.6%
Student: T _{CROSS}	-0.42	2.28	6.84	8.00	7.03	3.70	4.05
Student: T _{PAR}	-0.51	3.14	11.91	14.40	12.33	6.62	6.25

Graphique 6

Taux de volume sur la période de test [-10,+10]

Note : les statistiques T de Student reportées ici sont en coupe instantanée, notées T_{CROSS}.

CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de tester le contenu informatif des prévisions de résultats publiées par les dirigeants de sociétés, au travers

des variations de rentabilités et de volumes. Les principales hypothèses testées cohérentes avec notre étude sont celle d'efficience de marché et d'ajustement des anticipations; la première prédit une absence de variation anormale de rentabilité et de volume à la date de publication des prévisions puisque toute l'information connue concernant les perspectives futures de la société est supposée être déjà incorporée dans la rentabilité et le volume; selon la seconde, les prévisions contiennent de l'information qui va amener les investisseurs à ajuster leurs anticipations initiales, ce qui est susceptible de provoquer des variations de rentabilités et de volume.

Les rentabilités anormales positives et significativement différentes de zéro et les accroissements importants de volumes de transactions observés autour et à la date d'annonce semblent cohérents avec l'hypothèse d'ajustement des anticipations, mais ne sont pas en faveur de l'hypothèse d'efficience des marchés. L'anticipation de l'annonce semble plus marquée par les volumes de transaction que par les rentabilités observées.

Les modèles et tests utilisés sur les volumes semblent, par construction, dépendre du degré de liquidité du marché. Une voie de recherche future possible serait d'étudier les propriétés statistiques et probabilistes des volumes de transaction (en nombre, en montant ou en rotation) afin de déterminer les modèles adéquats et mesurer la puissance des tests statistiques correspondants.

BIBLIOGRAPHIE

- Ajinkya B. B., Gift M. J., 1984, "Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations", *Journal of Accounting Research*, vol 22 n° 2, Autumn, 425-444.
- Bamber L. S.; 1986, « The information content of annual earnings releases : a trading volume approach. », *Journal of Accounting Research*, vol. 24 No. 1, Spring, 40-56.
- Beaver W., 1968, « The information content of annual earnings announcements. », *Journal of Accounting Research*, Supplement, 67-92.
- Beaver W., Clarke R. et Wright W., 1979, «The association between unsystematic security returns and the magnitude of earnings forecasts errors. », *Journal of Accounting Research*, Autumn, 341-51.
- Dickey D. A., Fuller W. A., 1979, « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, v74(366), 427-431.
- Dickey D. A., Fuller W. A., 1981, « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, v49(4), 1057-1072.
- Dimson E., 1979, "Risk Measurement when Shares are subject to Infrequent trading", *Journal of Financial Economics*, 17, 1, 113-142.

- Fowler D. J. et Rorke C. H., 1983, "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", *Journal of Financial Economics*, 12, 272-283.
- Hamon J. et Jacquillat B., 1992, "La marché français des actions : études empiriques, 1977-1991", Puf.
- Hakansson N. H., Kunkel J. G. et Ohlson J. A., 1982, « Sufficient and necessary conditions for information to have social value in pure exchange. », *The Journal of Finance* 37, December, 1169-81.
- Han J. C. Y., Wild J. J., 1991, "Stock Price Behavior Associated with Managers' Earnings and Revenue Forecasts", *Journal of Accounting Research*, vol 29 n° 1, Spring, 79-96.
- Han J. J., Wild J. et Ramesh K., 1989, "Managers' Earnings Forecasts and Intra-Industry Information Transfers", *Journal of Accounting and Economics*, February, 3-34.
- Harris L. et Gurel E., 1986, « Price and volume effects associated with changes in the S&P list : new evidence for the existence of price pressures », *The Journal of Finance*, vol XLI, No 4, September, 815-829.
- Hess A. C. et Frost P. A., 1982, « Tests for price effects of new issues of seasoned securities. », *The Journal of Finance* 36, March, 11-25.
- Jennings R., 1987, "Unsystematic Security Price Movements, Management Earnings Forecasts, and Revisions in Consensus Analyst Earnings Forecasts.", *Journal of Accounting Research*, vol 25 n° 1, Spring, 90-110.
- Kim O. et Verrecchia R. E., 1991, «Trading volume and price reactions to public announcements.», *Journal of Accounting Research*, vol. 29 No. 2, Autumn, 302-321.
- King R., Pownal G. et Waymire G., 1990, "Expectations Adjustment via Timely Management Forecasts : Review, Synthesis, and Suggestions for Future Research", *Journal of Accounting Literature*, vol. 9, pp. 113-144.
- Kraus A. et Stoll H. R., 1972, «Price Impacts of block trading on the New York stock exchange.», *The Journal of Finance* 27, June, 560-88.
- Lev B., Penman S. H., 1990, "Voluntary Forecast Disclosure, Nondisclosure, and Stock Prices", *Journal of Accounting Research*, vol 28, n° 1, Spring, 49-76.
- Mai H. M., 1992, « La prévisibilité des rentabilités boursières des actions françaises 1977-1990 », Thèse de Doctorat Nouveau Régime, Université de Paris Dauphine.
- Mai H. M., Tchameni E., "Distribution statistique des volumes de transaction sur le marché des actions françaises", *Actes du congrès international de l'Association Française de Finance*, Bordeaux, Juillet 1995.
- McNichols M., 1989, "Evidence of Information Asymmetries from Management Earnings Forecasts and Stock Returns", *The Accounting Review*, vol LXIV, n° 1, January, 1-27.

-
- Morse D., 1981, «Price and trading volume reaction surrounding earnings announcements : a closer examination. », *Journal of Accounting Research* 19, Autumn, 374-83.
- Penman S. H., 1980, "An Empirical Investigation of the Voluntary Disclosure of Corporate Earnings Forecasts", *Journal of Accounting Research* 18, n° 1, Spring, 132-160.
- Pownal G., Waymire G., 1989a, "Voluntary Disclosure Credibility and securities Prices : Evidence from Management Earnings Forecasts 1969-73", *Journal of Accounting Research*, vol 27 n° 2, Autumn, 85-105.
- Scholes M., 1972, « The market for securities : substitution versus price pressure and the effect of information on share prices. », *Journal of Business* 45, April, 179-211.
- Scholes M., Williams J., 1977, "Estimating Betas from Nonsynchronous Data", *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327.
- Trueman B., 1986, "Why Do Managers Voluntarily Release Earnings Forecasts?", *Journal of Accounting and Economics* 8, 53-71.
- Varian H. R., 1985, «Differences of opinion in financial markets.», Working paper, University of Michigan.
- Waymire G., 1984, "Additional Evidence on the Information Content of Management Earnings Forecasts.", *Journal of Accounting Research* 22, Autumn, 703-18.

ANNEXE : ÉTUDE D'ÉVÉNEMENT PAR LES COURS

Une étude d'événement par les cours s'effectue en fonction du modèle et du test choisi.

Choix du modèle

Soient

- $R_{i,t}$ la rentabilité du titre i à la date t
- $R_{m,t}$ la rentabilité de l'indice représentatif du marché à la date t
- $t=0$, la date d'événement
- $t \in [-L-c, -c-1]$, la période d'estimation de durée L
- $t \in [-c, +c]$, la période de test de largeur $2c+1$.

Les rentabilités anormales sont calculées par différence entre les rentabilités du titre et une norme :

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - K_{i,t} \quad (A1)$$

Le choix du modèle consiste à définir $K_{i,t}$.

Le modèle le plus simple et le plus souvent utilisé définit $K_{i,t}$ par la rentabilité d'un indice du marché, c'est à dire :

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (A2)$$

où $R_{m,t}$ est dans notre cas soit un indice équi-pondéré, soit un indice pondéré par la capitalisation, construit à partir des rentabilités quotidiennes de tous les titres présents sur la base de données AFFI-SBF sur la période 1977-1991.

$K_{i,t}$ peut également être défini comme la rentabilité du titre sur la période d'estimation. Cette norme est dans ce cas constante et la rentabilité anormale est égale à :

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - \left(\frac{1}{L} \sum_{\tau=-c-1}^{-c-L} R_{i,\tau} \right) \quad (A3)$$

Le dernier modèle que nous utilisons est le modèle de marché pour ajuster les rentabilités par le risque. La rentabilité anormale est alors donnée par :

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot R_{m,t}) \quad (A4)$$

On peut utiliser trois versions du modèle de marché pour assouplir certaines hypothèses statistiques émises mais non vérifiées empiriquement. Dans la première version qui est la plus connue, les coefficients α et β sont estimés par les Moindres Carrés Ordinaires sur la période d'estimation $[-c-L, -c-1]$. La deuxième version du modèle, et celle

que nous retenons, est celle proposée par Dimson (1979) pour atténuer le phénomène d'asynchronisme des données, c'est à dire le décalage des dates des cours entre titres, entre le titre et l'indice par exemple. La troisième version, proposée par Scholes et Williams (1977), corrige en plus l'autocorrélation des rentabilités de l'indice. Fowler et Rorke (1983) améliorent ce modèle en proposant une correction à l'ordre 2 des autocorrélations. La version retenue dans notre étude est celle de Dimson, qui d'après Hamon et Jacquillat (1991) paraît donner de meilleurs résultats. Elle consiste à estimer les coefficients α et β en deux étapes. Dans la première étape, les rentabilités du titre sont régressées sur les rentabilités de l'indice avec deux décalages en avant et deux décalages en arrière³ :

$$R_{i,t} = \alpha_{(0)} + \sum_{i=-2}^{+2} \beta_{(i)} \cdot R_{m,t+i} + \varepsilon_{i,t} \quad (A5)$$

Le coefficient caractéristique β est ensuite donné, en seconde étape, par la somme des coefficients $\beta_{(i)}$:

$$\hat{\beta} = \sum_{i=-2}^{+2} \hat{\beta}_{(i)} \quad (A6)$$

Quant au coefficient α , il est déduit⁴ de la moyenne des rentabilités du titre, celle du marché et du nouveau coefficient β estimé.

Choix des tests

Nous définissons ensuite les notations suivantes :

- RAM_t la rentabilité anormale moyenne de tous les titres à la date t ,

Pour $t=(-c-L), \dots, +c$.

$$RAM_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N RA_{i,t} \quad (A7)$$

- SRAM la dispersion des rentabilités anormales moyennes sur la période d'estimation. Elle est calculée d'après la formule :

$$SRAM = \sqrt{\frac{1}{L-1} \sum_{t=-c-1}^{-c-L} (RAM_t - MRAM)^2} \quad (A8)$$

où $MRAM = \frac{1}{L} \sum_{t=-c-1}^{-c-L} RAM_t$

³ Le nombre de décalages en avant et en arrière est choisi arbitrairement en fonction du degré d'asynchronisme du marché.

⁴ Pour une régression linéaire classique $Y = a + bX$, le coefficient a est estimé par $\bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X}$.

La statistique (paramétrique) classique du test de Student, notée T_{PAR} , est définie par :

$$\frac{RAM_t}{SMAR} \xrightarrow{a} \mathbf{T} (N-1) \quad (A9)$$

Contrairement à la statistique longitudinale précédente où l'écart-type au dénominateur de l'équation (A9) est constante, la statistique en coupe instantanée, notée T_{CROSS} , est définie en remplaçant le dénominateur de l'équation par la valeur suivante :

$$SRAM_t = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (RA_{i,t} - RAM_t)^2} \quad (A10)$$

où RAM_t est définie à l'équation (A7).

Le troisième test que nous utilisons est un test non-paramétrique qui permet de ne pas supposer l'hypothèse de normalité des rentabilités. Cette hypothèse, d'après Mai (1992) en particulier, n'est pas vérifiée sur le marché des actions françaises. Ce test non paramétrique, noté T_{SIGNE} , est basé sur la répartition symétrique des rentabilités : l'hypothèse nulle est la répartition aléatoire des rentabilités et il y a autant de rentabilités positives que négatives. Ce test s'écrit :

$$T_{SIGNE} = \frac{N_+ - \left(\frac{N_+ + N_-}{2}\right)}{\sqrt{\frac{N_+ + N_-}{4}}} \xrightarrow{a} \mathbf{N} (0,1) \quad (A11)$$

où N_+ (respectivement N_-) est le nombre de rentabilités strictement positives (ou négatives).