

# **ETUDE D'ÉVÉNEMENT PAR LES VOLUMES : METHODOLOGIES ET COMPARAISON**

**Huu Minh MAI**

*CEREG - Université Paris Dauphine*

**Emmanuel TCHEMENI**

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

**Cahier de recherche du CEREG, N° 9610**

## **RESUME**

*Cette étude est consacrée une analyse comparative des méthodologies d'étude d'événement par les volumes de transactions, au travers des simulations sur des échantillons de nombre différents de titres, ainsi que des niveaux différents de volume anormal, des modèles d'anticipations de volume et des tests statistiques différents. L'objectif étant de mettre en évidence la ou les méthodologies les plus pertinentes.*

*Les résultats montrent que les transformations logarithmiques des mesures de volume doivent systématiquement être utilisées au détriment des données brutes qui ne sont pas pertinentes, les deux meilleures mesures par ordre décroissant étant logarithme du taux de rotation et logarithme du volume en FF. Le modèle d'anticipation le plus approprié est le modèle de marché de volume avec prise en compte de l'autocorrélation des résidus et entre les volumes des titres de l'échantillon. Les tests les plus efficaces sont successivement  $T_{\text{SIGNE}}$  et  $T_{\text{PAR}}$ .*

## INTRODUCTION

Cette étude se situe dans la lignée de celles réalisées par Brown et Warner (1980, 1985) sur les rentabilités, de celles de Ajinkya et Gift (1980, 1985) et Cready et Ramanan (1991) sur les volumes de transaction. Cette étude exploite également les résultats trouvés dans Mai et Tchemeni (1995), et relatifs à la non normalité des volumes et volumes anormaux et à l'autocorrélation entre les volumes d'un même titre [corrélation univariée] et entre les volumes des différents titres d'un portefeuille (ou d'un échantillon) [corrélation multivariée]. Ces résultats ont des conséquences en terme de taille de l'échantillon, de définition de volume,.. et surtout de définition de tests statistiques permettant d'analyser l'existence de volumes anormaux.

L'étude de l'évolution des volumes contribue à une meilleure compréhension du comportement des investisseurs et de l'évolution des prix.

L'une des premières explications concernant l'évolution des prix a été la modification des anticipations du moment des investisseurs quant aux perspectives futures d'une société. Selon cette explication, des informations faisant état des perspectives favorables se traduisent par une augmentation des prix et donc des rentabilités, alors que des perspectives défavorables se traduisent par une diminution des prix (l'offre de vente de titres étant très supérieure à la demande d'achat) et donc des rentabilités anormales négatives. Les premières études se sont surtout focalisées sur l'analyse des rentabilités anormales autour de la date de la publication d'une information. Ces études ne se sont pas intéressées au comportement des volumes de transaction autour des dates d'événement, l'une des exceptions étant Beaver (1968).

Depuis les années 1980 et surtout depuis Morse (1980), plusieurs études ont analysé le contenu informatif de certaines informations au travers de l'évolution des volumes de transaction. L'hypothèse généralement testée est l'augmentation de volume autour de la date d'événement; remarquons qu'il n'existe pas pour les volumes de théorie élaborée comme l'efficience des marchés pour les rentabilités. La difficulté apparente ici est de pouvoir interpréter la variation de volume en terme de bonne et mauvaise nouvelle comme c'est le cas pour la rentabilité; une bonne ou une mauvaise nouvelle se traduisent par de volumes échangés en augmentation.

La relative complexité de l'étude des volumes apparaît également dans les études sur la microstructure des marchés, qui apportent une explication alternative à l'évolution des prix et des volumes et formulent des relations entre ces deux variables. Les variations des prix ne résultent plus uniquement d'un réajustement des portefeuilles des investisseurs du fait

de la modification des anticipations concernant les perspectives de bénéfices; mais peuvent également résulter des transactions effectuées par des « liquidity » ou « non-informational » traders pour des besoins de liquidité, indépendamment des perspectives d'une société. Les variations de prix observées sont le fait de volume, prix et volume présentant en outre de relations intéressantes.

L'importance des volumes brièvement rappelée ci-dessus, a conduit de nombreuses études à s'intéresser davantage à la relation entre volume et information ou « événement »; ces études trouvent dans leur grande majorité une variation de volume à l'annonce d'une information.

La revue de la littérature, les méthodologies, les simulations et résultats, sont successivement présentées.

## **REVUE DE LA LITTÉRATURE**

Les travaux peuvent être regroupés en trois grandes catégories selon les principales hypothèses qui sont analysées et testées.

### **Les études empiriques fondées sur la diversité des croyances à priori et les interprétations des investisseurs**

Plusieurs études théoriques sur les volumes de transactions des actions suggèrent que la diversité des croyances à priori des investisseurs et la diversité avec laquelle l'information est interprétée par ceux-ci, constituent des déterminants des volumes autour des dates de publication d'informations. Ou, Sepe et Ushman (1988) ont utilisé la dispersion des prévisions d'analystes comme proxy de la diversité des croyances à priori des investisseurs. Bamber (1987) a ainsi formulé la diversité des interprétations ou explications des différentes études: "des publications qui ont un caractère surprise ou un contenu informatif important sont susceptibles d'être l'objet d'interprétations plus diverses (dispersion des croyances), qui à leur tour devraient générer de volumes de transaction plus importants». Bamber (1987) a utilisé comme contenu surprise d'une annonce le pourcentage de variation des résultats par rapport à ceux de l'année qui précède; elle trouve que les résultats non anticipés sont positivement corrélés avec le volume.

### **Les études qui testent le sens et l'ampleur de la variation de volume à la publication de certaines informations financières, comptables et juridiques**

Beaver (1968) trouve des volumes anormaux à la suite de la publication des résultats annuels de sociétés. Copeland (1979) analyse la variation de la liquidité suite à une division d'actions; il trouve des augmentations moins que proportionnelle du volume après les divisions d'actions. Morse (1981) analyse les variations de prix et de volume autour des dates

qui entourent la publication des résultats trimestriels et annuels dans le WSJ; il trouve des variations significatives de prix et de volumes anormaux sur la date qui précède et celle de l'annonce des résultats. Harris et Gurel (1986) trouvent une augmentation des volumes et des prix à la date de l'introduction d'un titre dans l'indice S&P 500. Bamber (1986) étudie la réaction des volumes à l'annonce des résultats annuels, et montre que plus la valeur absolue de la composante surprise (non anticipée) des résultats annuels est importante, plus le volume est important autour de la date d'annonce des résultats annuels; en outre cette réaction en terme de transaction est plus importante pour les sociétés de taille faible que pour celles de taille importante. Richardson, Sefcik et Thompson (1986) analysent la réaction des volumes au changement de la politique de dividendes; leurs résultats montrent: une augmentation significative des volumes sur la semaine d'annonce des dividendes, une fraction significative de cette augmentation de volume est liée au contenu informatif des dividendes (et à leur importance) matérialisée par la rentabilité anormale; la fraction du volume anormal non liée à l'information est non significative.

Lakonishok et Smidt (1986) analysent le comportement des volumes des sociétés de faible taille autour de la fin d'année; sur une année donnée, les sociétés sont classées en taille importante et faible sur la base du montant en dollars des transactions sur les mois d'octobre et de novembre de l'année qui précède. En terme de volume et fréquence de transaction, le marché est très actif en fin d'année (surtout en décembre et le jour le plus actif est le 31/12, mais également en janvier, octobre et décembre) pour les sociétés de taille faible. A l'opposé, il est observé pour les sociétés importantes une décroissance du volume de transaction entre Noël et le Nouvel an.

Berry et Howe (1994) analysent la relation entre d'une part la volatilité et la quantité d'informations publiques diffusées<sup>1</sup>, et d'autre part entre cette dernière et les volumes de transaction. Les résultats montrent une relation modérée entre information publique et volume de transaction, et une relation insignifiante entre informations publiques et volatilité des prix. Mai et Tchemeni (1994) trouvent une augmentation significative du volume de transaction suite à la publication par les dirigeants de prévisions de résultats de sociétés. *Dans leur grande majorité, les études consacrées à l'analyse du contenu informatif par les volumes montrent l'existence de ce dernier au travers de l'existence de volumes anormaux significatifs.*

---

<sup>1</sup> Le nombre de "nouvelles" publiées dans "North American" par "Reuter's News Service" entre mai 1990 et avril 1991 et relatives aux sociétés de l'échantillon.

### **Les études qui analysent l'existence d'autocorrélation entre volumes ainsi que la distribution statistique des volumes et volumes anormaux**

Mai et Tchemeni (1995), Ajinkya et Jain (1989), Cready et Ramanan (1991) montrent que les mesures brutes de volume n'ont pas une distribution normale. Les transformations logarithmiques sont cependant plus proches de la normalité. Ajinkya et Jain (1989) montrent également que les transformations du type racine carré font moins bien que les transformations logarithmiques.

### **Les études qui procèdent à des simulations**

Ces simulations sont faites par rapport à différentes mesures de volume (volume en FF, nombre de titres, taux de rotation) et aux logarithmiques des ces mesures, à différentes définitions de tests statistiques (Student, tests non paramétriques), à différents niveaux de rentabilité anormale. Les simulations ont pour but de mettre en évidence les mesures et les tests statistiques les plus pertinents pour une analyse de contenu informationnel par le biais de volume. Ajinkya et Jain (1989) et Cready et Ramanan (1991) ont procédé à de telles simulations.

L'étude de AJ (1989) porte sur un échantillon de 1237 sociétés du NYSE sur la période du 26 décembre 1974 au 23 janvier 1981 (1536 jours de transaction). Les mesures de volume sont les transactions en FF, le nombre de titres échangés et le taux de rotation. Les tests statistiques de significativité des volumes anormaux définis sont essentiellement des tests paramétriques (le t de student sans tenir compte et en tenant compte de l'autocorrélation); un test non paramétrique (test de corrélation de rang de Spearman) est également défini. Les auteurs ont mis en évidence des relations positives entre l'ampleur du volume anormal, et d'autre part la taille de l'échantillon, et d'autre part la puissance des tests statistiques à déceler le volume anormal.

CR (1991) utilisent les mêmes définitions de volume et de test statistique t de portefeuille que AJ (1989). La spécificité de CR réside dans la définition d'une approche dite multiplicative (par opposition à l'approche dite additive de AJ) d'impact du volume anormal. Ils mettent en évidence les mêmes relations que AJ mais trouvent des taux de rejet de l'hypothèse nulle d'absence de volume anormal en présence d'impact un peu plus important. Cependant, la constitution de portefeuille de 100 sociétés au lieu de 50 sociétés au maximum dans AJ permet d'arriver à la robustesse de tests similaire pour les deux études.

Notre étude se propose de procéder à des simulations, avec pour objectif de mettre en évidence les mesures de volume les plus pertinentes et les tests les plus efficaces par rapport au marché français.

Cette étude présente des spécificités par rapport aux deux précédentes, par rapport à l'application de tests non paramétriques, une période d'étude plus récente, des données horodatées, un nombre plus important de simulations (environ 150000).

## METHODOLOGIES

L'hypothèse  $H_0$  testée est relative à l'absence de volume anormal: le pourcentage de rejet de  $H_0$  est considéré ainsi que la relation entre ce pourcentage et, taille de l'échantillon, modèles, tests, importance du volume anormal, incertitude ou non de la date d'événement.

### Données

Nous disposons d'une base de données quotidiennes de volumes de transaction concernant principalement les valeurs de l'indice SBF250, allant de Janvier 1977 à Mars 1994. Pour étudier l'effet taille éventuel, nous formons 5 classes de capitalisations croissantes équiprobables de la manière suivante : à la fin de la période d'étude (Mars 94), nous classons les titres par ordre croissant de capitalisation, le premier quintile est constitué de titres des plus faibles capitalisations et le dernier des plus fortes.

Plusieurs définitions de volume sont utilisées dans les études d'événement. Nous retenons ici les volumes en nombre de titres échangés, les transactions en montant et les taux de rotation (rapport entre le volume et le nombre total de titres). Nous retenons aussi leur transformation logarithmique, qui d'après Mai et Tchéméni (1995) améliore la normalité des observations. En résumé, voici les variables retenues et leur notation :

<b>VOL</b>	nombre de titres échangés
<b>LOGVOL</b>	$\text{Log}(1+\text{VOL})$
<b>TRA</b>	transaction en milliers de FF
<b>LOGTRA</b>	$\text{Log}(1+\text{TRA})$
<b>ROT</b>	rotation (nombre de titres échangés/total) en %
<b>LOGROT</b>	$\text{Log}(1+\text{TRA}) / \text{Log}(1+\text{capitalisation})$

### Modèles et tests

#### Modèles

Soient

- $V_{i,t}$  le volume du titre  $i$  à la date  $t$
- $V_{m,t}$  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 volumes anormaux sont calculés par différence entre les volumes du titre et une norme :

$$VA_{i,t} = V_{i,t} - K_{i,t}$$

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 le volume moyen du marché, c'est à dire

$$VA_{i,t} = V_{i,t} - V_{m,t} \quad (M1)$$

où  $V_{m,t}$  est le volume moyen équi-pondéré du marché.

$K_{i,t}$  peut également être défini comme le volume du titre sur la période d'estimation, en dehors de l'événement. Cette norme est dans ce cas constante et le volume anormal est égale à :

$$VA_{i,t} = V_{i,t} - \left( \frac{1}{L} \sum_{\tau=-c-1}^{-c-L} V_{i,\tau} \right) \quad (M2)$$

Le volume anormal peut également être ajusté par le modèle de marché. Il est alors donné par :

$$VA_{i,t} = V_{i,t} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}V_{m,t}) \quad (M3)$$

Il existe plusieurs variantes de modèles de marché concernant les rentabilités pour assouplir certaines hypothèses statistiques émises mais non vérifiées empiriquement. 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, Dimson (1979), Scholes et Williams (1977), et Fowler et Rorke (1983) corrige l'autocorrélation des rentabilités de l'indice, et améliorent ainsi le modèle de marché. Dans notre cas ici, les volumes anormaux sont ajustés par les estimateurs des Moindres Carrés Ordinaires sur la période d'estimation  $[-c-L, -c-1]$ . La deuxième version du modèle, porte sur la moyenne par classe de capitalisation

Et enfin, nous définissons le volume anormal standardisé pour tenir compte de la différence de variation entre les titres :

$$VA_{i,t} = \frac{V_{i,t} - V_{m,t}}{S_{i,t}} \quad (M4)$$

où

$$S_{i,t}^2 = S_i^2 \left[ 1 + \frac{1}{L} + \frac{(V_{m,t} - \bar{V}_m)^2}{\sum_{\tau=-c-1}^{-c-L} (V_{m,\tau} - \bar{V}_m)^2} \right],$$

$$S_i^2 = \frac{1}{L-1} \sum_{\tau=-c}^{-c-L} (VA_{i,t} - \bar{VA}_i)^2$$

$$\bar{VA}_i = \frac{1}{L-1} \sum_{\tau=-c}^{-c-L} VA_{i,t}$$

### Tests

Nous définissons ensuite les notations suivantes :

- $VAM_t$  le volume anormal moyen de tous les titres à la date  $t$

$$VAM_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N VA_{i,t} \quad \text{pour } t = (-c-L), \dots, +c$$

- $SVAM$  la dispersion des volumes anormaux moyens sur la période d'estimation. Elle est calculée d'après la formule :

$$SVAM = \sqrt{\frac{1}{L-1} \sum_{t=-c-1}^{-c-L} (VAM_t - MVAM)^2}$$

$$\text{où } MVAM = \frac{1}{L} \sum_{t=-c-1}^{-c-L} VAM_t$$

Pour mesurer l'impact de l'événement sur les volumes à une date relative<sup>2</sup> donnée, le rapport entre le volume moyen de l'échantillon sur son écart-type forme une statistique de Student. La statistique (paramétrique) classique du test de Student, notée  $T_{PAR}$ , est définie par :

$$T_{PAR} = \frac{VAM_t}{SVAM} \xrightarrow{\text{suit}} \mathbf{T}(N-1) \quad (T1)$$

Cette statistique de Student suppose la normalité des volumes, l'indépendance des titres et que la dispersion est constante dans le temps. Ces hypothèses ne sont pas vérifiées empiriquement, par exemple par Mai et Tchéméni (1995) sur le marché des actions françaises. Pour améliorer la puissance des tests, plusieurs définitions de cet écart-type sont proposées.

Contrairement à la statistique longitudinale précédente où l'écart-type au dénominateur de l'équation (T1) est constante, la statistique en coupe

<sup>2</sup> par rapport à l'événement.

instantanée, notée  $T_{\text{CROSS}}$ , est définie en remplaçant le dénominateur de l'équation par la valeur suivante :

$$SVAM_t = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (VA_{i,t} - VAM_t)^2} \quad (T2)$$

où  $VAM_t$  est définie au dessus.

Le troisième test que nous utilisons est un test non-paramétrique qui permet de ne pas supposer l'hypothèse de normalité des rentabilités. Ce test non paramétrique, noté  $T_{\text{SIGNE}}$ , est basé sur la répartition symétrique des volumes anormaux : l'hypothèse nulle est la répartition aléatoire des volumes anormaux et il y a autant de volumes anormaux positifs que négatifs. Ce test s'écrit :

$$T_{\text{SIGNE}} = \frac{N_+ - \left(\frac{N_+ + N_-}{2}\right)}{\sqrt{\frac{N_+ + N_-}{4}}} \xrightarrow{a} \mathbf{N}(0,1) \quad (T3)$$

où  $N_+$  (respectivement  $N_-$ ) est le nombre de volumes anormaux strictement positifs (ou négatifs).

Cette dispersion peut également être définie par un estimateur tronquée d ordre  $\alpha$  :

$$SVAM = \text{Ecart - type} \left\{ VAM_{(t)}, t = \left[ \frac{n\alpha}{2} \right] + 1, \dots, n - \left[ \frac{n\alpha}{2} \right] \right\}$$

où  $VAM_{(t)}$  est la série ordonnée de  $VAM_t$ .

De même, comme la statistique de Student classique, on définit :

$$T_{\text{TRON}} = \frac{VAM_t}{SVAM} \xrightarrow{a} \mathbf{T}(N-1) \quad (T4)$$

## SIMULATIONS ET RESULTATS

### Date certaine

### Méthodologie

Pour mesurer la puissance des tests définis et l'adéquation des variables choisies, nous adaptons la méthodologie de Brown et Warner (1985) et de Hachette (1989). Nous fixons la durée de la période d'estimation à 3 mois boursiers soit  $L=60$  jours ouvrés, la durée de la période de test à 1 mois boursier, soit  $2c=20$ <sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Les paramètres  $L$  et  $c$  sont définies dans la section II.

Nous procédons à 3000 simulations. A chaque itération, nous tirons au hasard, avec remise<sup>4</sup>, 50 valeurs parmi notre échantillon. Pour chacune de ces valeurs, nous tirons au hasard une date, dite date d'événement, sur la période de disponibilité de cette valeur. Nous affecterons différentes variations d'impact additionnel (0, 5, ou 10%) sur cette date d'événement. Sur ces 50 valeurs, nous construisons aléatoirement, en plus, les sous-échantillons de 10, 20, 30 et 40 valeurs, qui nous permettront de mesurer l'impact de la taille de l'échantillon sur les tests. Nous obtenons ainsi 3000 x 50 « dates-valeur » d'événement différentes.

Les facteurs importants de ces simulations sont :

- **la taille de l'échantillon** : nous comparons les résultats pour les tailles d'échantillon différentes (n=10, 20, 30, 40 et 50 titres),
- **l'impact** : nous comparons les pourcentages de rejet pour les titres neutres (0%) et ceux dans lesquels nous avons injectés un impact dont l'ampleur varie (5% et 10% de la moyenne sur toute la période),
- **les variables** : brutes ou transformées
- **les tests statistiques**

## Résultats

Le tableau 1 permet une étude comparative lorsqu'il y a impacts de 5% et 10%: pour un échantillon de 50 sociétés ( $N_S=50$ ): quels sont les variables, les modèles et les tests qui permettent de mieux déceler les volumes anormaux ?

Ce tableau permet de procéder à un croisement entre des variables de volume (VOL, TRA, ROT) et leurs transformations logarithmiques, avec les modèles permettant de calculer des volumes anormaux. L'objectif est, d'une part de comparer les variables de volume entre eux et, d'autre part, de mettre en relief la combinaison NOMVAR et MODELE (M1, M2, M3, M4) qui permet d'obtenir les taux de rejet de  $H_0$  les plus élevés.

Variables brutes ou transformées

Les variables brutes de volume (non transformées par logarithme) ne permettent pas de déceler l'existence de volumes anormaux: quels que soient les modèles et tests statistiques utilisés, le pourcentage de rejet de l'hypothèse d'absence de volume anormal n'est guère supérieur à 9%, même pour un impact de 10%. Les variables brutes réduisent fortement l'efficacité des tests et ne doivent pas être utilisées dans le cadre de l'analyse de l'existence de volume anormal.

---

<sup>4</sup> Nous pouvons avoir plusieurs fois le même titre parmi les 50 valeurs sélectionnées (les dates étant différentes).

Les transformations logarithmiques des variables brutes conduisent à des résultats beaucoup plus intéressants, dans la mesure où des taux de rejet de  $H_0$  allant jusqu'à 99.8% (pour un impact de 10%) sont observés.

### **Tests**

Si nous essayons d'établir une hiérarchie entre les tests, on observe que  $T_{\text{SIGNE}}$  permet d'obtenir les pourcentages de rejet les plus importants pour les variables  $\text{Log}(1+\text{rotation})$  et les modèles Moyenne et Standardisé. Les pourcentages observés sont également les plus importants lorsque l'ensemble des tests, des modèles et des variables est considéré: le volume mesuré par la variable  $\text{Log}(1+\text{rotation})$  utilisé avec le modèle de détermination d'un volume normal du type Moyenne ou Standardisé, et du test  $T_{\text{SIGNE}}$  semble constituer la meilleure méthodologie pour l'étude du contenu informatif par le volume.

*En conclusion, nous observons que la variable LROT combinée avec le modèle (M2) permet de mieux mettre en évidence le volume anormal lorsqu'il en existe.*

Tableau 1

*Taux de rejet selon les modèles, variables et impact - date certaine*

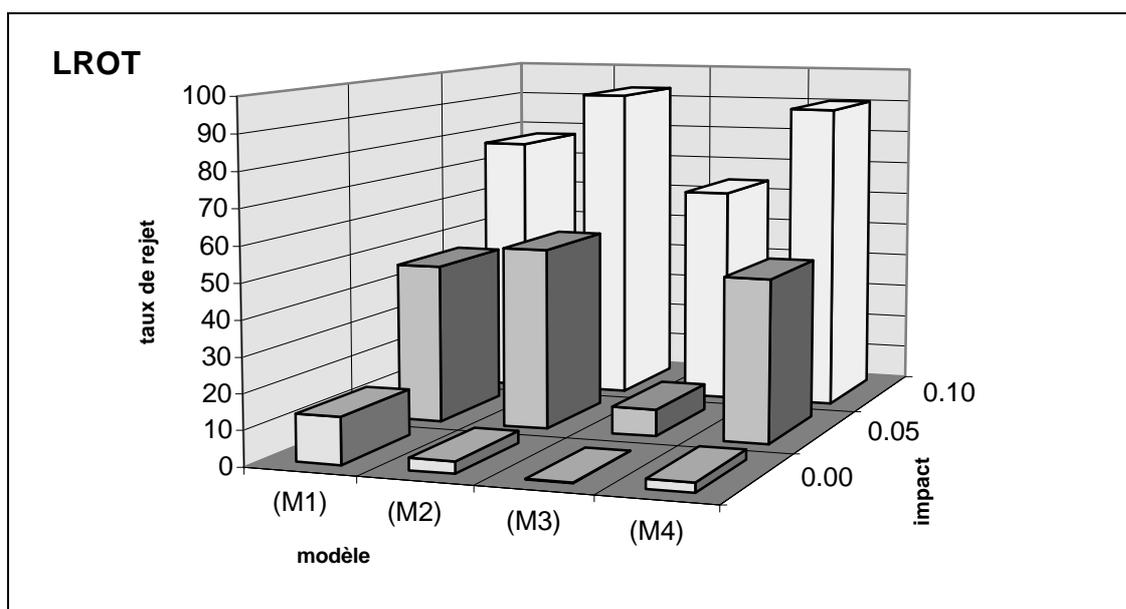
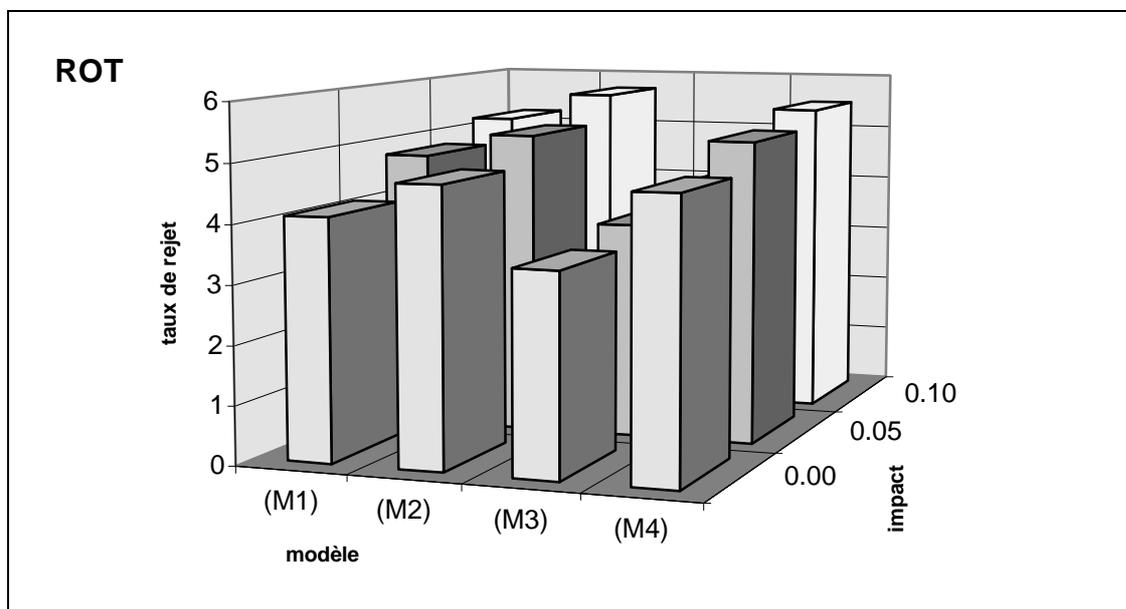
Variable	Modèle	Impact = 5%			Impact = 10%		
		T <sub>PAR</sub>	T <sub>CROSS</sub>	T <sub>SIGNE</sub>	T <sub>PAR</sub>	T <sub>CROSS</sub>	T <sub>SIGNE</sub>
Rotation	Marché	4.8	0.2	0.0	5.2	0.4	0.0
	Moyenne	5.2	0.2	0.0	5.7	0.4	0.0
	MCO	3.7	0.0	0.0	4.0	0.0	0.0
	Standardisé	5.2	0.1	0.0	5.5	0.4	0.0
Transaction	Marché	7.3	0.1	0.0	8.4	0.3	0.0
	Moyenne	7.4	0.4	0.0	8.7	0.6	0.0
	MCO	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	Standardisé	4.6	0.3	0.0	5.5	0.7	0.0
Volume	Marché	6.9	0.0	0.0	7.6	0.0	0.0
	Moyenne	8.3	0.3	0.0	9.2	0.7	0.0
	MCO	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0
	Standardisé	5.8	0.1	0.0	6.9	0.3	0.0
Log(1+rotation)	Marché	46.0	27.2	89.7	77.1	51.9	97.9
	Moyenne	52.4	51.6	86.6	93.1	85.2	99.8
	MCO	7.7	13.4	19.7	63.7	57.7	90.8
	Standardisé	46.9	49.7	86.6	90.1	81.6	99.8
Log(1+transaction)	Marché	38.1	11.9	16.9	62.6	26.2	32.1
	Moyenne	42.1	38.1	29.8	85.0	79.7	75.1
	MCO	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0
	Standardisé	32.9	31.3	29.8	76.0	72.0	75.1
Log(1+volume)	Marché	40.1	12.8	22.9	66.0	28.3	40.1
	Moyenne	44.9	42.1	38.5	88.0	81.9	85.0
	MCO	0.3	0.1	0.3	6.0	3.5	6.0
	Standardisé	36.9	37.3	38.5	84.1	77.3	85.0

Pour indication, la différence entre les rotations et leur transformé sont représentés sur les graphiques 1, en fonction des modèles et des niveaux d'impact.

Ce graphique confirme la supériorité des mesures Log sur les mesures brutes, tout comme la supériorité des modèles M2 et M4; avec les mesures brutes, les taux de rejet de l' $H_0$  sont quasi équivalents quel que soit le niveau d'impact pour tous les modèles à l'exception de M3. M3 est peu pertinent car en présence de volume anormal de 0% et 10%, le taux de rejet de  $H_0$  n'est que de l'ordre de 2.5%. Les mesures transformées conduisent à des taux de rejet beaucoup plus élevés et croissants avec le niveau d'impact, dépassant parfois largement 90% pour la mesure LROT. Cette dernière semble la plus pertinente, confirmant les données du tableau 1.

## Graphiques 1

*Puissance des tests paramétriques ( $T_{PAR}$ )  
pour les rotations et logarithmes*



**Note :** Volume à la date d'événement pour chaque société de l'échantillon = volume "normal" calculé sur la période d'estimation par le modèle [1 + niveau de l'impact]. La date d'événement est sélectionné au hasard sur la période d'étude égale à 5 jours de bourse. Le taux de rejet est le % obtenu suite à l'application du test statistique  $T_{par}$  (défini dans la section consacrée aux tests) pour déceler le volume anormal moyen calculé pour chacune des 3000 études d'événement (3000 simulations) pour des échantillons de 50 sociétés.

M1 = volume moyen équi pondéré du marché à la date d'événement;

M2 = volume moyen du titre sur la période d'estimation;

M3 = MCO=modèle de marché;

M4 = Standardisé. ROT= (nombre de titres échangés/total) en %;

### Taille de l'échantillon

Le tableau présente les résultats obtenus selon les mesures de volume, les modèles représentant le volume "normal" ou la norme, les tests statistiques et la taille de l'échantillon. Par croisement de plusieurs données (volume, modèle, nombre de simulations, tests statistiques), le tableau donne un pourcentage qui est dans chaque cas la différence entre le taux de rejet de l'hypothèse nulle d'absence de volume anormal ( $H_0$ ) pour le niveau de l'impact de volume anormal considéré et le pourcentage correspondant lorsque l'impact est de 0 (absence de volume anormal): plus ce différentiel de pourcentages est important, plus les données (variable, modèle,  $N_s$ ,  $T_{CROSS}$  ou  $T_{SIGNE}$  ou  $T_{PAR}$ ) permettent de (sont pertinentes pour) mettre en évidence l'existence d'un volume anormal, parce qu'elles montrent bien la différence avec la situation où il n'y a pas de volume anormal.

**Tableau 2**  
*Taux de rejet selon taille de l'échantillon - date certaine*

Variable	Modèle	N <sub>s</sub>	Impact = 5%			Impact = 10%		
			T <sub>PAR</sub>	T <sub>CROS</sub>	T <sub>SIGNE</sub>	T <sub>PAR</sub>	T <sub>CROS</sub>	T <sub>SIGNE</sub>
LVOL	(M2)	10	12.4	15.0	7.2	34.3	37.4	19.6
		20	19.6	20.4	13.9	52.1	50.8	41.5
		30	25.6	25.0	20.8	66.7	61.9	57.9
		40	32.7	31.8	28.5	76.8	71.3	73.0
		50	40.1	37.5	35.1	83.2	77.3	81.7
	(M4)	10	10.0	14.6	7.2	30.2	37.0	19.6
		20	15.9	19.1	13.9	47.1	48.5	41.5
		30	21.6	23.0	20.8	60.9	58.0	57.9
		40	27.4	27.5	28.5	73.4	67.0	73.0
		50	33.3	33.6	35.1	80.5	73.7	81.7
LTRA	(M2)	10	11.2	13.0	6.9	31.5	31.5	16.3
		20	17.4	18.0	11.9	49.7	46.0	34.0
		30	24.2	22.9	15.2	63.2	57.8	47.8
		40	30.9	28.9	22.0	73.1	68.1	61.7
		50	35.8	33.5	27.2	78.6	75.1	72.5
	(M4)	10	8.3	10.8	6.9	24.4	28.5	16.3
		20	14.0	15.6	11.9	41.6	42.3	34.0
		30	19.4	20.0	15.2	54.8	52.6	47.8
		40	24.7	23.8	22.0	64.7	61.4	61.7
		50	28.4	27.4	27.2	71.5	68.0	72.5
LROT	(M2)	10	17.1	34.5	22.3	50.8	60.4	48.6
		20	28.2	41.4	44.5	65.8	61.9	81.5
		30	36.5	42.3	61.1	77.1	64.1	92.1
		40	42.5	43.4	73.4	84.7	72.5	94.0
		50	49.0	44.5	81.8	89.7	78.1	95.0
	(M4)	10	14.8	33.5	22.3	47.6	60.4	48.6
		20	24.7	40.8	44.5	63.3	61.2	81.5
		30	31.7	41.5	61.1	73.4	61.8	92.1
		40	38.4	41.2	73.4	81.9	69.4	94.0
		50	44.2	42.8	81.8	87.4	74.7	95.0

Quel que soit le modèle considéré, l'efficacité des tests statistiques (taux de rejet de  $H_0$ ) augmente avec le niveau d'impact et la taille de l'échantillon. LROT conduit à la meilleure efficacité des tests, les autres éléments ( $N_s$ , modèle, niveau d'impact) étant fixés.

## Date incertaine

### Méthodologie

A la différence de la sélection des dates certaines, la procédure de sélection de dates incertaines s'effectue en deux étapes. La première étape de la date « retenue » est analogue à la section précédente. Nous supposons maintenant qu'il y a une possibilité d'erreur sur la date théorique: la date théorique est située dans un intervalle centré à la date retenue et de

largeur d'une semaine boursière (2 jours avant et 2 jours après). A cette date théorique tirée aléatoirement dans cet intervalle, est affectée l'éventuel impact additionnel de 0, 5 et 10%.

Les modèles (M1) à (M4) sont appliqués comme à la section précédente. Pour mesurer l'impact informationnel, les volumes anormaux sont cumulés sur cet intervalle d'une semaine. Les statistiques en coupe instantanée sont invariantes, seule la statistique paramétrique de Student, en temporel, est modifiée: l'écart-type au dénominateur précédent est multiplié par la racine carrée du nombre de jours cumulés. Plus formellement, nous définissons :

- $VAMC_t$  le volume anormal moyen cumulé de tous les titres à la date  $t$  :

$$VAMC = \sum_{\tau=-2}^{+2} VAM_{t_0-\tau}$$

avec

$$T^{(2)}_{PAR} = \frac{VAMC}{\sqrt{5 \times SVAM}} \xrightarrow{\text{suit}} T(N-1) \quad (T1 \text{ Bis})$$

Les tests du signe et en « cross-section » sont également appliqués sur les volumes anormaux cumulés, notés VAMC.

## Résultats

Selon le tableau 3, les mesures brutes semblent peu pertinentes pour tester l'existence de volumes anormaux. Le taux de rejet de  $H_0$  est au maximum de 14.8% pour un impact de 10%, tous modèles et variables confondus. La différence n'est pas très importante par rapport à la situation de date certaine.

Avec les mesures logarithmiques, les taux de rejet sont plus élevés, atteignant un maximum de 79% contre 95% en situation de date certaine. En cas de date incertaine, les modèles et les tests détectent plus difficilement les volumes anormaux qu'en cas de date certaine.

Comme pour les dates certaines, la meilleure mesure observée est le logarithme de rotation (LROT) pour les modèles de Moyenne (M2) et Standardisé (M4), suivie du logarithme de volume (LVOL).

Tableau 3

*Taux de rejet selon les modèles, variables et impact - date incertaine*

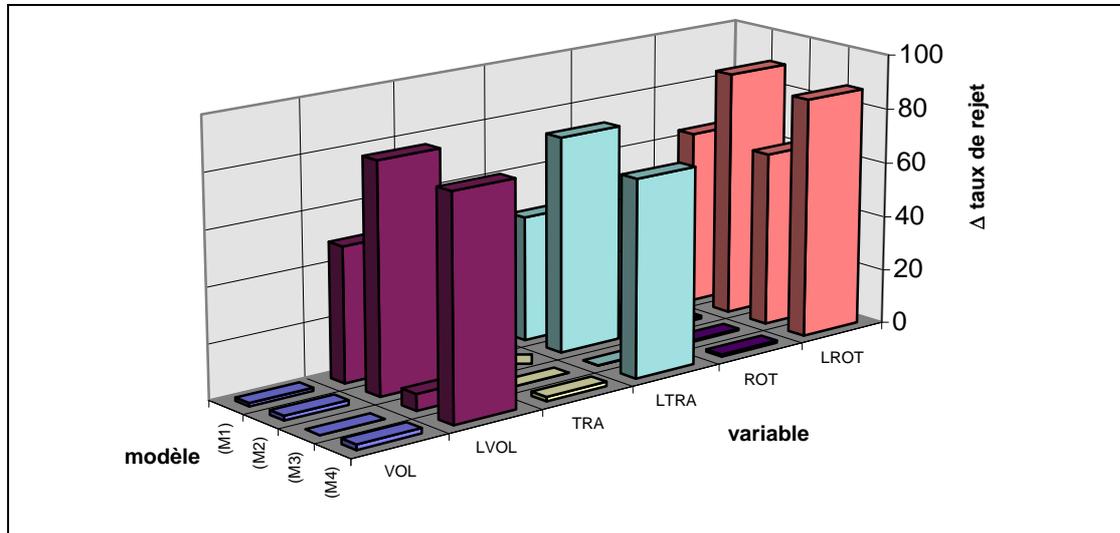
Variable	Modèle	Impact = 5%			Impact = 10%		
		T <sub>PAR</sub>	T <sub>CROSS</sub>	T <sub>SIGNE</sub>	T <sub>PAR</sub>	T <sub>CROSS</sub>	T <sub>SIGNE</sub>
Rotation	Marché	7.8	0.1	0.0	8.2	0.2	0.0
	Moyenne	9.4	0.2	0.1	10.0	0.3	0.1
	MCO	5.7	0.0	0.0	6.0	0.0	0.0
	Standardisé	9.0	0.1	0.0	9.7	0.2	0.0
Transaction	Marché	14.0	0.0	0.0	14.8	0.0	0.0
	Moyenne	13.0	0.4	0.0	14.2	0.5	0.0
	MCO	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	Standardisé	7.2	0.4	0.0	7.8	0.5	0.0
Volume	Marché	12.0	0.0	0.0	12.4	0.0	0.0
	Moyenne	12.0	0.1	0.0	12.8	0.2	0.0
	MCO	0.2	0.0	0.0	0.2	0.0	0.0
	Standardisé	9.0	0.3	0.0	9.5	0.4	0.0
Log(1+rotation)	Marché	38.2	14.1	66.6	53.7	21.0	79.0
	Moyenne	31.7	24.1	27.3	61.9	48.9	71.2
	MCO	0.8	0.2	0.3	5.5	2.8	3.3
	Standardisé	26.9	22.1	26.8	55.5	43.9	70.8
Log(1+transaction)	Marché	36.6	5.9	8.1	45.7	9.1	11.2
	Moyenne	31.3	13.8	7.3	53.0	32.1	19.0
	MCO	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	Standardisé	23.7	10.0	7.1	42.1	24.1	18.4
Log(1+volume)	Marché	35.8	6.4	9.7	45.1	9.8	13.3
	Moyenne	30.8	15.0	9.0	55.2	35.3	25.5
	MCO	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1
	Standardisé	24.6	13.3	8.6	47.1	29.8	24.8

La synthèse de comparaison des méthodologies est présentée dans les graphiques 3a et 3b, respectivement pour les dates certaines et incertaines. En ordonnée, sont reportés la différence entre les taux de rejet pour un impact de 10% et sans impact. La meilleure méthodologie est par définition celle qui donne la plus forte différence.

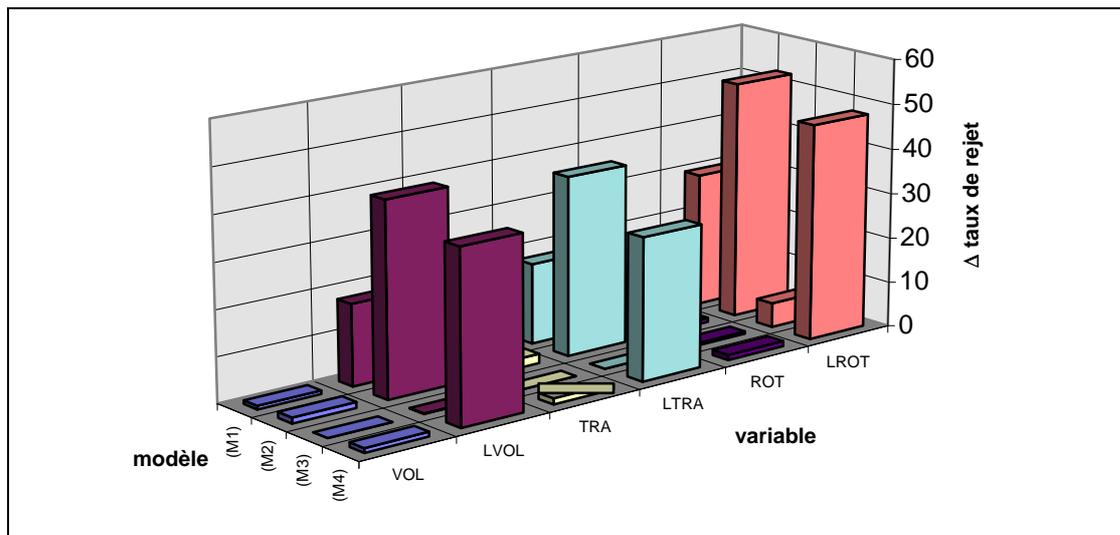
## Graphiques 3

*Puissance des tests paramétriques ( $T_{PAR}$ ) selon la certitude des dates d'événement*

*Différence des taux de rejet (impact de 10% et sans impact) - date certaine*



*Différence des taux de rejet (impact de 10% et sans impact) - date incertaine*



**Note :**  $\Delta$  taux de rejet est calculé pour chaque couple [modèle, variable] comme la différence entre le taux de rejet pour un impact de 10% et le taux de rejet sans impact il est calculé pour le cas de date certaine (date d'événement unique) et le cas de date incertaine [période d'événement = 5 jours]. Plus  $\Delta$  taux de rejet est important, plus le couple [modèle, variable] est pertinent.

M1 = volume moyen équilibré du marché à la date d'événement;

M2 = volume moyen du titre sur la période d'estimation;

M3 = MCO=modèle de marché;

M4 = Standardisé. ROT=(nombre de titres échangés/total) en %; LROT= $\text{Log}(1+\text{TRA}) / \text{Log}(1+\text{capitalisation})$ . Afin de calculer le volume anormal moyen selon la mesure LROT, la transformation est appliquée sur les données brutes de chacune des sociétés de l'échantillon afin d'obtenir une série de données LROT. Le volume anormal moyen est ensuite calculé pour l'échantillon par application aux données LROT de la procédure de simulation de dates d'événement et de volume anormal décrite précédemment.

La démarche est similaire pour les autres variables. Vol [nombre de titres échangés], LVOL [ $\text{Log}(1+\text{VOL})$ ], TRA [transaction en milliers de FF], LTRA [ $\text{Log}(1+\text{TRA})$ ].

Ces graphiques confirment les résultats observés dans la partie précédente, à savoir :

L'incapacité des variables brutes à détecter les volumes anormaux; les variables transformées sont plus pertinentes, en particulier pour les logarithmes de rotation,

les tests sont moins puissants pour les dates incertaines que certaines: les dernières présentant des différences de taux supérieures à 80% comparés à 50% pour les premières.

les modèles de volume anormal (M2) et (M4) obtenu par différence avec la moyenne sur la période d'estimation et standardisé respectivement sont les meilleurs.

## CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de comparer simultanément:

- les volumes bruts (volumes, transaction ou rotation) et de leurs transformés logarithmiques
- les modèles d'anticipation de volumes anormaux (moyenne du marché, moyenne sur une période d'estimation, modèle de marché, modèle standardisé)
- les tests statistiques (de student, en coupe instantanée et de signe) en fonction de leur efficacité à mettre en évidence les volumes anormaux.

Les résultats montrent que:

- Il existe un effet taille de l'échantillon: en présence de volume anormal et toutes choses égales par ailleurs, le taux de rejet de l'hypothèse nulle d'absence de volume anormal augmente avec la taille de l'échantillon.
- Les volumes bruts sont inadaptés pour déceler les volumes anormaux, sans doute du fait qu'ils sont trop éloignés de la normalité comme l'ont montré certaines études dont Mai et Tchemeni (1995a), et par conséquent les volumes anormaux qui en résultent le sont également. Par contre, les logarithmes des volumes sont plus proches de la normalité et rendent mieux compte de l'existence de volumes anormaux.
- La mesure de volume la plus pertinente semble être le logarithme de rotation, viennent ensuite successivement logarithme du volume et enfin logarithme du nombre de transactions.
- Le modèle le plus pertinent en situation de date d'événement certaine et incertaine (fenêtre d'événement) semble être le volume moyen du titre sur la période d'estimation [M2]; le second meilleur modèle est le volume anormal standardisé [M4]. Les

modèles MCO [M3: modèle de marché] et le volume moyen du marché [M1] ne devraient pas être utilisés.

- Les tests statistiques les plus efficaces, à savoir ceux pour lesquels les pourcentages de rejet sont les plus élevés (faibles) en présence (en l'absence) de volume anormal, sont successivement  $T_{\text{SIGNE}}$  et  $T_{\text{PAR}}$ .

## BIBLIOGRAPHIE

- Ajinkya, Bipin B. et Prem C. Jain**, 1989, « The behavior of daily stock market trading volume », *Journal of Accounting and Economics*, v11(4), 331-359.
- Bamber L. S.**, 1986, « The information content of annual earnings releases: a trading volume approach », *Journal of Accounting Research*, v24(1), 40-56.
- Bamber L. S.**, 1987, « Unexpected earnings, firm size, and trading volume around quarterly earnings announcements », *The Accounting Review*, v62(3), 510-532.
- Beaver W.**, 1968, « The information content of annual earnings announcements. », *Journal of Accounting Research*, Supplement, 67-92.
- Cready, William M. et Ramachandran Ramanan**, 1991, « The power of tests employing log-transformed volume in detecting abnormal trading », *Journal of Accounting and Economics*, v14(2), 203-214.
- 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.
- Harris, Lawrence et Eitan Gurel**, 1986, « Price and volume effects associated with changes in the S&P 500: new evidence for the existence of price pressures », *Journal of Finance*, v41(4), 815-830.
- Lakonishok, Josef et Seymour Smidt**, 1986, « Capital gain taxation and volume of trading », *Journal of Finance*, v41(4), 951-976.
- Lakonishok, Josef et Seymour Smidt**, 1989, « Past price changes and current trading volume », *Journal of Portfolio Management*, v15(4), 18-25.
- Lakonishok, Josef et Seymour Smidt**, 1984, « Volume and turn-of-the-year behavior », *Journal of Financial Economics*, v13(3), 435-455.
- Morse, Dale**, 1980, « Asymmetrical information in securities markets and trading volume », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v15(5), 1129-1148.

- Morse, Dale**, 1981, « Price and trading volume reaction surrounding earnings announcements: a closer examination », *Journal of Accounting Research*, v19(2), 374-383.
- Philbrick, Donna R. et Jens A. Stephan**, 1993, « Trading volume in options and common stock around quarterly earnings announcements », *Review of Quantitative Finance and Accounting*, v3(1), 71-89.
- Richardson, Gordon, Stephan E. Sefcik et Rex Thompson**, 1988, « Trading volume reactions to a change in dividend policy: the canadian evidence », *Contemporary Accounting Research*, v5(1), 299-317.
- Scholes M. et Williams J.**, 1977, « Estimating betas from nonsynchronous data », *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327