

LE TIMING DE L'ANNONCE DES BÉNÉFICES ET DES TRANSFERTS D'INFORMATION

Paul, André ; John-John, D'argensio et Claude, Laurin

*Professeurs agrégés , Ecole des Hautes Etudes Commerciales, 3000, chemin de la Côte
Sainte-Catherine , Montréal, Québec H3T 2A7, Tél : (514) 340-6528, Mél :
paul.andre@hec.ca*

Résumé

Notre étude démontre l'existence de transferts d'information sur le marché canadien à la date d'annonce des bénéfices. L'étude démontre aussi que l'effet conjoint de l'ordre dans lequel les annonces sont faites et le fait que les firmes concurrentes aient ou non annoncé leurs bénéfices détermine l'ampleur des transferts d'information.

Abstract

Our study shows the existence of information transfers on the Canadian market at the earnings announcement date. The study also shows that the level of information transfer is conditional on the timing of the firm's announcement with respect to its competitors.

1. Introduction

La réaction des marchés à l'annonce des résultats est un phénomène bien documenté depuis les premières études séminales de Ball et Brown (1968) et Beaver (1968). Les chercheurs se sont aussi penchés sur l'impact de l'annonce d'une firme sur le cours boursier des autres firmes du secteur, ce qu'on a appelé des transferts d'information. Un transfert d'information survient lorsque l'annonce (bénéfices, bénéfices surprises ou prévisions des gestionnaires, etc.) d'une firme fournit de l'information pertinente sur les autres firmes (c'est-à-dire la situation et/ou la performance financière de l'entreprise) et affecte de façon contemporaine le rendement des titres des firmes non-annonçantes du même secteur industriel¹.

L'objectif particulier de ce travail consiste à mesurer la teneur des transferts d'information au moment de l'annonce des bénéfices des sociétés canadiennes. Voici les cinq axes distincts sur lesquels l'étude est organisée :

- Premièrement, nous examinons si les annonces des bénéfices faites par les firmes annonçantes procurent au marché de l'information sur la performance des autres firmes du même secteur industriel.
- Deuxièmement, nous examinons si les transferts d'informations sont directionnels. Par cette hypothèse, on veut vérifier si les rendements anormaux enregistrés par les compétiteurs sont positivement reliés aux rendements anormaux de l'entreprise annonçant les bénéfices.
- Troisièmement, nous examinons la relation entre l'ordre² de l'annonce des bénéfices et les transferts d'information pour un même secteur industriel. Nous prévoyons que les annonces hâtives³ par rapport au secteur industriel présentent des réactions de prix

¹ Un transfert d'information spécifiquement relié à l'annonce des bénéfices d'une firme survient lorsque cette annonce peut être utilisée pour inférer le comportement concernant certaines caractéristiques des autres firmes du même secteur industriel .

² L'ordre correspond au rang qu'une firme annonce dans son secteur industriel. Par exemple, une firme sera d'ordre un si elle annonce première, d'ordre deux si elle annonce deuxième et ainsi de suite.

³ Pour déterminer si une annonce faite par une firme par rapport à son secteur industriel est hâtive, nous pouvons regarder soit l'ordre dans lequel l'annonce est faite ou la date à laquelle l'annonce est faite c'est-à-dire si la firme est la première, la deuxième ou la troisième à annoncer par rapport aux autres firmes de son secteur. Les autres annonces seront considérées tardives. L'étude de Han et Wild (1997) a démontré que seulement les deux premières annonces sont significatives.

positives⁴ pour les firmes annonçantes. De plus, nous prévoyons que les annonces de bénéfices tardives ne présentent aucun transfert d'information significatif utilisable par le marché car la plupart de l'information est déjà transmise par les révélations antérieures des firmes concurrentes.

- Quatrièmement, nous examinons les transferts d'information des bénéfices conditionnels au fait que les firmes concurrentes aient déjà annoncé leurs bénéfices. Le but est d'essayer de démontrer que les bénéfices des firmes apportent de plus grands transferts d'information aux concurrents qui n'ont pas encore dévoilé leurs bénéfices.
- Cinquièmement, nous examinerons la relation simultanée entre l'ordre dans lequel l'annonce est faite et le fait que les firmes concurrentes d'un même secteur industriel aient ou non annoncé leurs propres bénéfices lors de transferts d'information.

L'étude de ces transferts d'information nous aide à mieux comprendre le fonctionnement d'un marché financier et l'influence de l'information comptable sur le prix des titres. Han et Wild (1997), Frost (1995), Graham et King (1996), Bannister (1994), Clinch et Sinclair (1987) et Foster (1981) ont déjà abordé la problématique selon des perspectives différentes. Néanmoins, toutes ces études ont des résultats qui suggèrent que l'annonce des bénéfices d'une firme affecte le prix des actions des firmes concurrentes.

La motivation de cette recherche est d'enrichir la littérature existante sur au moins trois dimensions. Premièrement, nous testons l'hypothèse de l'existence de transferts d'information sur le marché canadien. À notre connaissance, il n'existe aucune étude sur ce marché. Deuxièmement, nous essayons de déterminer si l'ordre dans lequel l'annonce des bénéfices est faite a un impact sur le degré du transfert d'information tel que récemment suggéré par Han et Wild (1997). Troisièmement, nous étendons l'étude de Han et Wild (1997) en proposant une approche méthodologique novatrice utilisant des variables dichotomiques pour capter les rendements anormaux selon l'ordre et le fait d'avoir déjà annoncé ou non, ainsi que de meilleurs contrôles.

Plus particulièrement, notre étude démontre l'existence de transferts d'information pour la firme concurrente à la date d'annonce des bénéfices de la firme annonçante. De plus, l'ordre

⁴ Les réactions de prix sont positives parce que, généralement, les firmes qui annoncent hâtivement ont de l'information positive à révéler. Un exemple d'information positive serait que les bénéfices actuels annoncés seront supérieurs aux bénéfices de l'annonce précédente.

dans lequel les annonces de bénéfice sont faites influence l'ampleur des transferts d'information aux firmes compétitrices. L'étude démontre aussi que les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices à la date de l'annonce seront plus influencées que celles qui ont déjà annoncé. Finalement, l'effet conjoint de l'ordre dans lequel les annonces sont faites et le fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices détermine l'ampleur des transferts d'information.

L'étude est structurée comme suit. La section suivante présente les critères de sélection de l'échantillon. La section 3 présente pour chacune des dimensions de la recherche empirique les hypothèses, les modèles et les résultats obtenus. L'analyse de sensibilité est détaillée à la section 4. La section 5 expose les conclusions et limites de l'étude.

2. Critères de sélection de l'échantillon

L'étude couvrira une période de sept ans, de 1988 à 1994 inclusivement. L'expérience de deux études passées avec des données canadiennes (André 1997; André, Laurin et Thabet 1999) indiquaient qu'environ 125 à 150 sociétés ouvertes canadiennes pouvaient satisfaire les exigences concernant des données requises. L'échantillon de départ comptait 133 firmes canadiennes cotées à la Bourse de Toronto et suivies par un nombre minimum d'analystes sur la période 1988 à 1994.

Pour que les firmes soient incluses dans l'échantillon, elles devaient aussi rencontrer les critères de sélection.

- (1) Les firmes doivent être comprises dans la base de données StockGuide parce que les codes SIC industriels de StockGuide ont été utilisés pour classer les firmes par secteur industriel. Pour augmenter la probabilité que les firmes rencontrent les exigences, nous avons décidé de classer les firmes à deux codes SIC industriels près.
- (2) Les communiqués de presse des annonces de bénéfices annuelles (annonces de bénéfices de fin d'année fiscale) pour chaque firme et par année doivent être disponibles dans la base de données Lexis-Nexis et/ou à la Commission des Valeurs Mobilières du Québec.

- (3) Un minimum de deux firmes pour chaque annonce de bénéfices annuelles est nécessaire dans chaque secteur industriel. Ce minimum de deux firmes est imposé pour permettre la vérification et l'existence de transferts d'information.
- (4) Les firmes de chaque secteur industriel doivent avoir la même date de fin d'année fiscale, nous permettant donc d'uniformiser chaque secteur industriel à une date de fin d'année fiscale commune. Nous avons choisi dans chaque secteur industriel la date de fin d'année fiscale qui incluait le plus grand nombre de firmes⁵. Ce critère est d'une grande importance car nous nous intéressons aux annonces des bénéfices annuelles ou annonces du quatrième trimestre limitant par le fait même la taille de l'échantillon. De plus, si les dates de fin d'années fiscales au sein d'un même secteur industriel sont différentes, il est impossible de définir l'ordre des annonces de bénéfices des firmes. Par exemple, si deux firmes (i et j) d'un même secteur industriel ont une date d'année fiscale différente, ainsi pour une même année les bénéfices obtenus par la firme i à sa date d'annonce peuvent correspondre au troisième trimestre de son année fiscale alors que les bénéfices obtenus par la firme j à sa date d'annonce peuvent correspondre au quatrième trimestre. Ainsi, dans cet exemple nous n'avons pas concordance entre les trimestres fiscaux lors de la date d'annonce des bénéfices des firmes pour une même année.
- (5) Les rendements quotidiens de chaque firme doivent être disponibles dans la base de données TSE-WESTERN. Ces rendements quotidiens permettront d'estimer les paramètres du modèle de marché et calculer les rendements anormaux de chaque firme.

Ainsi, après avoir filtré la base de données, le nombre d'entreprises dans notre échantillon est de 104 réparties dans vingt-quatre secteurs industriels (à deux codes SIC). Par le fait même, le nombre total d'annonces annuelles pour une période de sept ans est de 728. De plus, le nombre de firmes par secteur varie entre deux et quatorze. Le tableau 1 présente une description sommaire de chaque secteur industriel ainsi que le nombre de firmes par secteur industriel.⁶

⁵ Par exemple, pour le secteur industriel 10 (Integrated Mines), la date de fin d'année fiscale est le 31 décembre 19xx et pour le secteur industriel 80 (Broadcasting), la date de fin d'année fiscale est le 31 octobre 19xx

⁶ Par ailleurs, une description plus détaillée des secteurs industriels est disponible sur demande

3. Recherche empirique

3.1 L'existence et la direction des transferts d'information (test « non-directionnel » et directionnel)

H₁ : Il existe des transferts d'information par l'intermédiaire desquels une entreprise qui annonce ses bénéfices procure au marché de l'information sur la performance des autres entreprises du même secteur.

Selon cette hypothèse, lorsqu'une entreprise annonce ses bénéfices, le cours boursier de ses concurrents devrait être affecté par l'annonce. Cette hypothèse teste l'existence des transferts d'information dans un contexte canadien. Le cours boursier des firmes concurrentes devrait être affecté car, lorsqu'une firme annonce ses bénéfices, elle fournit aux investisseurs de l'information sur les firmes concurrentes du même secteur industriel.

H₂ : En moyenne, les transferts d'information sont directionnels : les rendements anormaux associés à l'entreprise annonçant les bénéfices sont positivement reliés aux rendements anormaux enregistrés par ses concurrents.

En d'autres termes, nous nous attendons à ce qu'en moyenne, la direction de l'effet sur le cours boursier des concurrents soit la même que la direction de l'effet de l'annonce sur le cours boursier de l'entreprise qui annonce ses bénéfices. Nous nous attendons à ce résultat car, les premières annonces de bénéfices sont utilisées comme « benchmark » et permettent donc aux firmes du même secteur industriel de déterminer quelle est la performance de ce dernier. Ainsi, une annonce de bénéfices positive (ou négative) affectera positivement (ou négativement) le cours boursier des firmes concurrentes car, elle leur transmettra comme information que le secteur industriel va bien (ou mal)

La méthodologie utilisée pour calculer les rendements anormaux est semblable aux études antérieures (Foster 1981, Clinch et Sinclair 1987, Han et Wild 1997) pour faciliter les comparaisons⁷. Elle consiste en premier lieu à scinder l'échantillon en deux (firmes annonçantes et firmes non-annonçantes). Par la suite, nous estimons par les moindres carrés

⁷ Une discussion des modèles alternatifs suivra dans la section « Limites »

ordinaires (MCO) les paramètres du modèle de marché (SIMM) durant la période d'estimation τ :

$$\mathbf{R}_{i\tau} = \alpha_i + \beta_i \mathbf{R}_{m\tau} + \mathbf{U}_{i\tau} \quad (4)$$

Où $i = 1$ à 104

$\tau = 1988$ à 1994

$\mathbf{R}_{i\tau}$ = le rendement du titre i à la période τ

$\mathbf{R}_{m\tau}$ ⁸ = le rendement du marché à la période τ

α_i = la constante estimée par l'équation

β_i = la sensibilité du titre i au marché

$\mathbf{U}_{i\tau}$ = un terme d'erreur

En troisième lieu, le rendement anormal de chaque firme est calculé de la façon suivante :

$$\mathbf{AR}_{i\tau} = \mathbf{R}_{i\tau} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \mathbf{R}_{m\tau}) \quad (5)$$

où $\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$ sont les paramètres estimés du modèle de marché sur la période τ de l'équation (4).

Finalement, pour calculer les rendements anormaux de chaque firme aux dates d'annonces respectives, nous calculons les rendements anormaux cumulés sur un intervalle événementiel de trois jours $\{-1, 0 \text{ et } +1\}$ c'est-à-dire $\text{CAR}_i = (\text{AR}_{i,\tau})$ où $\text{AR}_{i,\tau}$ représentent le rendement anormal pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices⁹. Ainsi, en nous basant sur l'étude de Foster (1981), nous avons décidé d'utiliser toute la période (de 1988 à 1994) pour estimer les paramètres du modèle de marché plutôt que d'utiliser la méthode conventionnelle, soit d'estimer les paramètres sur une plus courte période précédant les annonces, par exemple sur les jours -70 à -170 . En utilisant les deux méthodes, Foster (1981) a démontré qu'il n'existait pas de différences significatives dans les paramètres estimés ($\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$).

⁸ $\mathbf{R}_{m\tau}$ est calculé selon la capitalisation de l'entreprise (« *value-weighted* »).

Maintenant, pour détecter empiriquement un transfert d'information, Foster (1981) utilise un test « non-directionnel ». Ce test consiste à examiner s'il existe des rendements anormaux pour la firme j (favorables ou défavorables) au moment de l'annonce des bénéfices de la firme i . De plus, en complément à l'hypothèse H_1 , nous voulons détecter empiriquement si une firme qui annonce ses bénéfices procure de l'information au marché sur sa propre performance financière. Deuxièmement, nous voulons connaître si les rendements anormaux associés à l'entreprise annonçant les bénéfices sont positivement reliés aux rendements anormaux enregistrés par ses compétiteurs. Ainsi, pour répondre simultanément à l'hypothèse H_1 et H_2 de cette étude nous avons construit un modèle multivarié avec comme variable dépendante (CAR), les rendements anormaux des firmes i (annonçantes) et j (non-annonçantes ou compétitrices) et comme variables indépendantes (ABE et ABC), des variables dichotomiques qui sont présentées et expliquées dans le modèle suivant :

$$\text{CAR}_{i,t,r} = \alpha \text{ABE}_{i,t,r} + \beta \text{ABC}_{i,t,r} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{modèle 1})$$

où $i = 1$ à 104 , $t = 1988$ à 1994 ; $r = 1, \dots, R_t$

R_t = nombre de firmes dans le secteur z au temps t

$\text{CAR}_{i,t}$ = correspond aux rendements anormaux des firmes i à l'annonce au temps t dans le secteur industriel z .

$\text{ABE}_{i,t} = 1$ si $r = i, \forall i, t$

correspond l'annonce de bénéfices r faite par la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z

= 0 sinon.

$\text{ABC}_{i,t} = 1$ si $r \neq i, \forall i, t$

correspond à la réaction des firmes compétitrices à l'annonce des bénéfices r au temps t dans le secteur industriel z .

= 0 sinon

Ainsi,

α = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes annonçantes.

β = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes compétitrices lors de l'annonce des bénéfices de la firme annonçantes.

ε_{it} = correspond au terme d'erreur du modèle.

Pour estimer ce modèle nous utilisons, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

L'ingéniosité ce modèle est qu'il permet d'aller chercher respectivement aux dates d'annonces les rendements anormaux des firmes annonçantes et ceux des firmes non-

⁹ Comme l'étude de Han et Wild (1997), nous utilisons un intervalle événementielle de trois jours pour vérifier si l'effet de l'annonce des bénéfices sur les firmes pouvait être anticipée par le public ainsi que pour vérifier si l'effet persiste après que l'annonce soit faite.

annonçantes (ou concurrentes) d'un secteur industriel commun. Si le coefficient (β) de la variable ABC est significative, nous pouvons conclure qu'en moyenne les firmes non-annonçantes ou concurrentes réagissent à l'annonce des bénéfices des firmes annonçantes. De plus, si le coefficient (α) pour la variable ABE est significatif (test-t), nous pouvons conclure qu'en moyenne les entreprises qui annoncent leurs bénéfices procurent de l'information au marché sur leurs performances financières.

On s'attend à ce qu'en moyenne, la direction de l'effet sur le cours boursier des concurrents (ABC) soit la même que la direction de l'effet de l'annonce sur le cours boursier de la firme annonçante (ABE). Ainsi, pour tester la deuxième hypothèse de l'étude nous regardons le signe du paramètre (β) de la variable indépendante ABC estimé par le modèle. De surcroît, si nous obtenons un signe contraire à celui obtenu par la variable ABE, l'hypothèse nulle « il n'existe pas d'effet directionnel » n'est pas rejetée. Il est à noter que le paramètre de la variable ABC se doit d'être significatif avant de tester l'hypothèse H₂. De plus, par le fait même le coefficient de la variable ABE se doit d'être significatif sinon il est impossible de vérifier l'hypothèse H₂. Les résultats obtenus pour le modèle 1 sont présentés dans le tableau 2.

[tableau 2]

Ainsi, en analysant les résultats du tableau 2 nous pouvons conclure qu'il existe bien des transferts d'information pour la firme concurrente (ABC) lorsque la firme annonçante (ABE) annonce ses bénéfices annuels. Les rendements anormaux pour les firmes concurrentes varient positivement en moyenne de 0,1763 % à l'annonce des bénéfices des firmes. De plus, contrairement aux résultats de Han et Wild (1997), le coefficient (β) obtenue pour la variable ABC est significativement différent de zéro à 1 % (test-t = 2,922); Le résultat vient donc confirmer l'existence de transferts d'information. Par ailleurs, contrairement aux études antérieures (Foster 1981, Clinch et Sinclair 1987 et Han et Wild 1997) nous ne pouvons confirmer l'existence de transferts d'information pour les firmes qui annoncent leurs propres bénéfices. En moyenne, les rendements anormaux des firmes qui annoncent leurs propres bénéfices varient négativement de 0,033 %. Étant donné, que le coefficient (α) de la variable ABE n'est pas significativement différente de zéro (test-t = -0,234), nous ne pouvons

conclure à l'existence d'une réaction à l'annonce des bénéfices. Nous revenons sur ces résultats à la section 4.

Ainsi, pour résumer les résultats de l'hypothèse H_1 , une entreprise qui annonce ses bénéfices procure au marché de l'information sur la performance des autres entreprises du même secteur mais ne procure pas d'information sur sa performance.

3.2 Transferts d'information conditionnels à l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices sont faites

H_3 : Les transferts d'information sont plus significatifs pour les premières annonces et moins significatifs pour les annonces subséquentes.

Nous testons l'hypothèse que l'effet d'une annonce sur le cours boursier des concurrents est moins significatif si l'annonce des bénéfices n'est pas parmi les premières effectuées pour un secteur donné. Spécifiquement, est-ce que l'envergure des rendements anormaux des firmes annonçantes et non-annonçantes à la date d'annonce des bénéfices est une fonction décroissante à l'ordre dans lequel l'annonce est faite dans le secteur industriel? L'intuition est que plus une entreprise annonce tôt, plus ses transferts d'information (rendements anormaux) et ceux des firmes concurrentes vont être élevés parce que le marché reçoit de la nouvelle information comparativement à une firme qui annonce en dernier. Il est important de mentionner que les résultats obtenus par l'étude antérieure (Han et Wild 1997) démontrent que seulement les deux premières annonces sont significatives.

Pour tester l'hypothèse H_3 , le modèle 1 est légèrement modifié permettant ainsi de distinguer

l'ordre dans lequel les annonces sont faites. Par ce fait même, les variables indépendantes binaires deviennent ABE1, ABE2,...ABE5¹⁰ et ABC1, ABC2,...ABC5. La variable dépendante est la même, soit CAR (rendements anormaux). Par ailleurs, pour les mêmes raisons, le modèle qui suit ne contient pas de constante.

$$\text{CAR}_{i,r,t} = \alpha_m \text{ABE } m_{i,r,t} + \beta_m \text{ABC } m_{i,r,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{modèle 2})$$

où $i = 1$ à 104, $m = 1$ à 5, $t = 1988$ à 1994, $r = 1, \dots, R_t$

R_t = nombre de firmes dans le secteur z au temps t

$\text{CAR}_{i,r,t}$ = correspond aux rendements anormaux des firmes i à l'annonce r au temps t dans le secteur industriel z .

$\text{ABE } m_{i,r,t} = 1$ si $r = i, \forall i, t$

correspond à l'annonce des bénéfices r d'ordre m faite par la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .

= 0 sinon.

$\text{ABC } m_{i,r,t} = 1$ si $r \neq i, \forall i, t$

correspond à la réaction des firmes compétitrices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre m au temps t dans le secteur industriel z .

= 0 sinon

Ainsi,

α_m = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes annonçantes lors de leurs propres annonces de bénéfices d'ordre m .

β_m = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes compétitrices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre m de la firme annonçante.

ε_{it} = correspond au terme d'erreur du modèle.

Pour estimer ce modèle, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) est utilisée. L'ingéniosité de notre modèle est de diviser chaque variable indépendante binaire (ABE et ABC) respectivement en cinq autres variables binaires permettant ainsi d'aller chercher exactement les premières, deuxièmes, etc. annonces de bénéfice faites par les firmes i du secteur industriel z au temps t . Par ailleurs, en appliquant la même méthode pour les firmes compétitrices, il est possible d'aller chercher exactement les CAR de ces dernières à l'annonce des bénéfices d'ordre m des firmes annonçantes du secteur industriel z au temps t .

¹⁰ Étant donné les résultats obtenus par Han et Wild (1997) sur l'ordre dans lequel les annonces de bénéfice sont faites (seulement les deux premières annonces sont significatives) et l'intuition derrière cette troisième hypothèse, nous avons décidé d'agréger en une variable binaire toutes les annonces de bénéfices dont l'ordre était supérieur ou égal à cinq (ABE5) et de même pour la réaction des firmes j à l'annonce de bénéfices d'ordre supérieur et égal à cinq des firmes annonçantes (ABC5).

Il est important à ce point de préciser notre approche de détermination de l'ordre. Pour déterminer l'ordre d'annonce des firmes, nous avons vérifié la date d'annonce des firmes dans leur secteur industriel respectif pour chaque année. S'il advenait que des firmes annoncent simultanément, nous avons décidé de choisir comme critère de sélection, l'heure à laquelle le communiqué de presse a été émis au public pour les départager. Par exemple, si pour une année et un secteur quelconque deux firmes annoncent leurs bénéfices à la même journée mais à des heures différentes, ce critère nous permet de déterminer plus facilement l'ordre d'annonce de chaque firme. De plus, si une firme annonce ses bénéfices après la fermeture des marchés boursiers, il nous serait possible de prendre comme date d'annonce le jour suivant car les marchés boursiers ne réagiront pas le jour de la date d'annonce mais bien le jour suivant (dans ce cas-ci la Bourse de Toronto)¹¹.

Ainsi, pour déterminer si l'envergure des transferts d'information est plus élevé pour les premières annonces, il ne faut que vérifier le degré de signification des coefficients (β_m) en utilisant le test-t. Alors, si ces derniers pour les premières annonces sont significatifs nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle ($\beta_m = 0$) et conclure que l'hypothèse H_3 est vérifiée. Les résultats obtenus pour le modèle 2 sont présentés dans le tableau 3.

[tableau 3]

En analysant les résultats, nous pouvons conclure que notre hypothèse H_3 est soutenue car les firmes concurrentes réagissent seulement pour la première et troisième annonce de bénéfices. Les rendements anormaux et les statistiques de Student de la variable ABC1 et de la variable ABC3 sont respectivement 0,3959 % et 0,5751% et 2,460 et 3,367. Le coefficient de la variable ABC1 est significativement différent de zéro à 5 % et le coefficient de la variable ABC3 l'est à 1 %. Malheureusement, pour des raisons inattendues et inexplicables, le coefficient de la variable ABC2 dont la variation des rendements anormaux est de 0,2180 % n'est pas significativement différent de zéro (test-t = 1,355)

¹¹ Ceci diffère de Foster (1981), Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997) qui excluent la période où on a un « overlap ». Ainsi, en nous contraignant à ce critère de sélection nous obtenons 52 « overlap » et par le fait même nous éliminons 280 annonces de bénéfices de notre échantillon. Le nombre total d'annonces de bénéfices de notre échantillon serait alors de 448 annonces de bénéfices. Étant donné la perte importante d'annonces de bénéfices lorsque nous appliquons ce critère de sélection, nous avons choisi de ne pas le prendre en considération. Il ne faut oublier de mentionner que malgré cette approche qui tend à réduire la probabilité d'obtenir des résultats probants nos résultats sont significatifs et semblables à ceux obtenus par Han et Wild (1997).

De plus, nous pouvons affirmer que les rendements anormaux semblent diminuer selon l'ordre des annonces à l'exception de la troisième annonce. Nous pouvons remarquer, qu'à la troisième annonce que l'envergure des rendements anormaux des firmes concurrentes est plus forte. Il est à noter aussi, que les rendements anormaux des firmes qui annoncent leurs propres bénéfices ne sont pas significatifs, peu importe dans quel ordre l'annonce des bénéfices est faite.

3.3. Transferts d'information conditionnels au fait que les firmes concurrentes aient ou non annoncé leurs bénéfices

H₄ : Les transferts d'information ne sont significatifs que pour les entreprises qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices.

On pose l'hypothèse que l'effet d'une annonce sur le cours boursier des concurrents est significatif si et seulement si les concurrents n'ont pas effectué l'annonce de leurs bénéfices. L'intuition est que si les firmes d'un secteur industriel quelconque ont déjà annoncé leurs propres bénéfices, ces dernières ne devraient pas réagir aux annonces de bénéfices des autres firmes concurrentes du même secteur industriel car elles ont déjà communiqué leur l'information pertinente aux marchés. D'après l'étude de Han et Wild (1997), les transferts d'information diffèrent selon qu'une firme concurrente a ou non déjà annoncé ses propres bénéfices.

Ainsi pour vérifier l'hypothèse H₄, nous avons transformé la variable indépendante binaire (ABC) du modèle. Cette variable est divisée en deux, soit ABCY et ABCN. La variable dépendante (CAR) du modèle reste inchangée.

$$CAR_{i,r,t} = \alpha ABE_{i,r,t} + \delta ABCY_{i,r,t} + \beta ABCN_{i,r,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{modèle 3})$$

où $i = 1 \text{ à } 104$, $t = 1988 \text{ à } 1994$; $r = 1, \dots, R_t$

R_t = nombre de firmes dans le secteur z au temps t

$CAR_{i,r,t}$ = correspond aux rendements anormaux des firmes i à l'annonce r au temps t d'un secteur industriel z .

$ABE_{i,r,t} = 1$ si $r = i$, $\forall i, t$

correspond à l'annonce des bénéfices r faite par la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .

= 0 sinon.

$$\begin{aligned}
\text{ABCY}_{i,r,t} &= 1 && \text{si } r \neq i, \forall i, t \\
& && \text{correspond à la réaction des firme compétitrices qui ont déjà annoncé} \\
& && \text{leurs bénéfices à l'annonce } r \text{ au temps } t \text{ dans le secteur industriel } z. \\
&= 0 && \text{sinon} \\
\text{ABCN}_{i,r,t} &= 1 && \text{si } r \neq i, \forall i, t \\
& && \text{correspond à la réaction des firmes compétitrices qui n'ont pas déjà} \\
& && \text{annoncé bénéfices à l'annonce } r \text{ au temps } t \text{ dans le secteur industriel } z. \\
&= 0 && \text{sinon}
\end{aligned}$$

Ainsi,

α = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes annonçantes lors de leurs propres annonces de bénéfices.

β = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes compétitrices qui ont déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices r de la firme annonçante.

δ = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes compétitrices qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices r de la firme annonçante.

ε_{it} = correspond au terme d'erreur du modèle.

Ainsi, pour estimer ce modèle, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) est utilisée. Pour déterminer si les transferts d'information ne sont significatifs que pour les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices, il suffit seulement de vérifier le degré de signification du coefficient (β) en utilisant le test-t. Si ce dernier est significatif pour les firmes compétitrices qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle ($\beta = 0$) et conclure que l'hypothèse H_4 est vérifiée. Les résultats du modèle 3 sont présentés dans le tableau 4.

[tableau 4]

Les résultats du tableau 4 indiquent qu'effectivement les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices sont les seules à réagir aux annonces de bénéfice. La variable ABCN qui représente les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices indique que les rendements anormaux de ces dernières varient positivement de 0,3332 % lors de l'annonce des bénéfices. De plus, le coefficient de la variable ABCN est statistiquement significatif à 1 % (test-t = 3,314). Comme prévu, les firmes qui ont déjà annoncé leurs bénéfices ne réagissent pas aux autres annonces des firmes compétitrices. De plus, nous pouvons vérifier qu'il n'existe pas d'effet directionnel entre l'annonce des bénéfices et la réaction des firmes compétitrices peu importe si ces dernières ont ou non annoncé leurs bénéfices. Nous pouvons conclure que l'hypothèse H_4 de notre étude est vérifiée.

3.4 Transferts d'information conditionnels à l'ordre dans lequel les annonces de bénéfiques sont faites et le fait que les firmes compétitrices aient ou non déjà annoncé leurs bénéfiques

H₅ : Les transferts d'information sont plus significatifs pour les premières annonces et ne sont significatifs que pour les entreprises qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfiques

Nous testons conjointement les hypothèses trois et quatre de notre étude. Nous voulons vérifier si l'ordre dans lequel les annonces de bénéfice sont faites et le fait que les firmes compétitrices aient ou non effectué leurs annonces de bénéfiques peuvent influencer l'envergure des transferts d'information. Lorsqu'une firme révèle en premier ses bénéfiques, les annonces de bénéfice des autres firmes qui suivront auront probablement tendance à faire varier faiblement le prix de l'action de la première firme annonçante parce qu'elle aura déjà communiqué son information au marché. Dans un même ordre d'idées, les firmes qui annoncent leurs bénéfiques vont générer un transfert d'information beaucoup plus important aux firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncées. Han et Wild (1997) démontrent que les firmes compétitrices qui ont déjà annoncé leurs bénéfiques ne réagissent pas à l'annonce de la firme annonçante. De plus, les transferts d'information ne sont significatifs que pour les deux premières annonces.

Pour tester l'hypothèse H₅, le modèle 3 a été modifié. Pour vérifier si les transferts d'information sont conjointement expliqués par l'ordre de l'annonce et le fait que les firmes n'aient pas encore annoncé leurs propres bénéfiques, les variables indépendantes binaires (ABC2, ..., ABC5) deviennent ABC2Y, ABC2N, ..., ABC5Y et ABC5N. Nous ne modifions pas la variable ABC1 car aucune firme ne peut avoir annoncé avant la première annonce. Ainsi, pour cette variable il n'est pas nécessaire de distinguer si les firmes ont ou n'ont pas déjà annoncé leurs propres bénéfiques. La variable indépendante reste la même, soit CAR.

$$CAR_{i,r,t} = \alpha_m ABE_{m,i,r,t} + \delta_p ABC_{p,Y_{i,r,t}} + \beta_m ABC_{m,N_{i,r,t}} + \varepsilon_{it} \quad (\text{modèle 4})$$

où $i = 1$ à 104 , et $i \neq j$, $m = 1$ à 5 , $p = 2$ à 5 , $t = 1988$ à 1994 , $r = 1, \dots, R_t$

R_t = nombre de firmes dans le secteur z au temps t

$CAR_{i,r,t}$ = correspond aux rendements anormaux des firmes i à l'annonce r au temps t d'un secteur industriel z .

$ABE_{m,i,r,t} = 1$ si $r = i, \forall i, t$
 correspond à l'annonce des bénéfices r d'ordre m faite par la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

$ABC_{p,Y_{i,r,t}} = 1$ si $r \neq i, \forall i, t$
 correspond à la réaction des firmes compétitrices qui ont déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre p de la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

$ABC_{m,N_{i,r,t}} = 1$ si $r \neq i, \forall i, t$
 correspond à la réaction des firmes compétitrices qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre m de la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

Ainsi,

α_m = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes annonçantes lors de leurs propres annonces de bénéfices d'ordre m .

β_m = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes compétitrices qui ont déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre m de la firme annonçante.

δ_p = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes compétitrices qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre m de la firme annonçante.

ε_{it} = correspond au terme d'erreur du modèle.

Pour estimer ce modèle, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) est utilisée. Pour déterminer si les transferts d'information sont conjointement expliqués par l'ordre de l'annonce et le fait que les firmes n'aient pas encore annoncé leurs propres bénéfices, il suffit seulement de vérifier le degré de signification des coefficients (β_m). Ainsi, si ces derniers sont significatifs pour les premières annonces et pour les firmes compétitrices qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle ($\beta_m = 0$) et conclure que l'hypothèse H_5 est vérifiée. Les résultats du modèle 4 sont présentés dans le tableau 5.

[tableau 5]

Les résultats obtenus indiquent que les firmes concurrentes qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices réagissent aux quatre premières annonces de bénéfices. Les coefficients de ces variables ABC1, ABC2N, ABC3N et ABC4N sont significatifs. Les rendements anormaux des firmes concurrentes qui n'ont pas annoncé varient de 0,3959 % à la première annonce (ABC1). Par ailleurs, le coefficient obtenu pour la variable ABC1 est statistiquement significatif à 5 % (test-t = 2,462). En ce qui a trait à la deuxième et troisième annonce, les rendements anormaux des firmes concurrentes qui n'ont pas annoncé varient respectivement de 0,3367 % et 0,7888 %. De plus, le coefficient obtenu pour la variable ABC2N est statistiquement significatif à 10 % (test-t = 1,749) et celui de la variable ABC3N l'est à 1 % (test-t = 3,511). Curieusement, les firmes concurrentes qui n'ont pas encore annoncé réagissent fortement à la quatrième annonce. Les rendements anormaux de ces dernières varient de 0,7312 % et le coefficient de la variable ABC4N est statistiquement significatif à 1 % (2,784). Nous pouvons déduire que les transferts d'information persistent jusqu'à la quatrième annonce pour les firmes concurrentes qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices. Suite aux résultats obtenus nous pouvons conclure que l'hypothèse H₅ est vérifiée.

4. Tests de sensibilité

Lorsque nous avons appliqué la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer nos modèles, des tests de sensibilité ont été effectués pour vérifier l'existence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus et par le fait même de tester la robustesse de nos résultats. Ainsi, après avoir effectué ces tests de sensibilité, nous trouvons qu'aucun de ces problèmes n'est présent. Par ailleurs, si le problème d'hétéroscédasticité de forme inconnue est présent dans un modèle, la méthode robuste de White (1980) [Heteroskedastic-Consistent Covariance matrix estimation] est suffisante pour corriger ce biais. De plus, pour corriger l'autocorrélation des résidus d'ordre 1 et 2, l'estimation itérative de Cochrane-Orcutt peut être appliquée. D'ailleurs, pour vérifier l'existence d'autocorrélation d'ordre plus élevé, le test de Ljung-Box nous permet de tester jusqu'à quel ordre l'autocorrélation des résidus persiste.

Étant donné les résultats non-significatifs obtenus concernant la réaction des firmes à l'annonce de leurs propres bénéfices (ABE, ABE1, ABE2, ABE3, ABE4, ABE5), nous avons décidé d'inclure une variable de contrôle, soit la taille des firmes (actif total des firmes en milliers de dollars). Selon Graham et King (1996), la valeur au marché d'une firme est liée à

la quantité d'information publiquement divulguée. Leurs résultats montrent que la réaction du prix des actions des firmes de petite taille à leurs propres annonces est plus forte que celle des grandes firmes. Graham et King (1996), attribut cette relation négative au fait que les analystes ont tendance à suivre les firmes de grande taille plutôt que les firmes de petite taille. Ainsi, cette situation offre une quantité d'information plus importante aux investisseurs sur les firmes de grande taille. Ces derniers pourront donc anticiper plus facilement les annonces de bénéfices des firmes de grande taille comparativement à celles des petites firmes, ce qui expliquent les résultats trouvés par Graham et King (1996). Contrairement à Graham et King (1996), nous utilisons l'actif total des firmes plutôt que la valeur au marché car, cette dernière n'est pas disponible dans StockGuide. Malgré cela, nous croyons que l'actif total des firmes représente un bon substitut pour déterminer la taille des firmes. Pour vérifier l'existence de transferts d'information et si les firmes de petites tailles réagissent plus fortement à leurs propres annonces de bénéfices, nous avons procédé à cinq étapes. Premièrement, nous avons inclus dans notre modèle l'actif total de chaque firme pour chaque année. Deuxièmement, pour des raisons d'analyses nous avons transformé la taille des firmes en logarithme. Troisièmement, pour distinguer les firmes de petite et grande taille nous avons créé deux variables binaires. La variable « small » est égale à 1 lorsque l'actif total des firmes annonçantes est dans le plus petit quintal, et prend la valeur zéro si elle ne fait pas partie de ce quintal. De plus, la variable « large » est égale à 1 lorsque l'actif total des firmes annonçantes ne fait pas partie du premier quintal, sinon elle prend la valeur zéro. Quatrièmement, en multipliant la variable ABE aux variables « small » et « large » nous obtenons les annonces de bénéfices des petites et grandes firmes. Finalement, pour vérifier l'existence de transferts d'information et si les firmes de petite taille réagissent plus fortement à leurs annonces de bénéfices, nous estimons par la méthode des moindres carrés ordinaires le modèle suivant :

$$\mathbf{CAR}_{i,r,t} = \alpha \mathbf{ABES}_{i,r,t} + \theta \mathbf{ABEL}_{i,r,t} + \varepsilon_{it} \quad (\text{modèle 5})$$

où $i = 1 \text{ à } 103$, $t = 1988 \text{ à } 1994$; $r = 1, \dots, R_t$

R_t = nombre de firmes dans le secteur z au temps t

$\mathbf{CAR}_{i,r,t}$ = correspond aux rendements anormaux des firmes i à l'annonce r au temps t dans le secteur industriel z .

$\mathbf{ABES}_{i,r,t} = 1$ si $r = i$, $\forall i, t$

correspond l'annonce de bénéfices r faite par les firmes annonçantes de petite taille au temps t dans le secteur industriel z

$= 0$ sinon.

$\mathbf{ABEL}_{i,r,t} = 1$ si $r = i$, $\forall i, t$

$\varepsilon_{it} = 0$ correspond l'annonce de bénéfices r faite par les firmes annonçantes de grande taille au temps t dans le secteur industriel z sinon.

Ainsi,

α = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les petites firmes annonçantes lors de leurs propres annonces de bénéfices.

θ = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les grandes firmes annonçantes lors de leurs propres annonces de bénéfices.

ε_{it} = correspond au terme d'erreur du modèle.

Pour déterminer si les transferts d'information sont significatifs pour les firmes de petite (grande) taille, il suffit seulement de vérifier le degré de signification des coefficients (α et θ). Ainsi, si le paramètre α (θ) est significatif pour les firmes de petite (grande) taille lors de l'annonce de leurs propres bénéfices nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle et conclure à l'existence de transferts d'information pour les firmes de petite (grande) taille.

Également, pour tester si les firmes de petite taille réagissent plus fortement que les firmes de grande taille à l'annonce de leurs propres bénéfices, nous posons comme hypothèse nulle que « la différence entre les coefficients α et β est égale à zéro ». Ainsi, pour vérifier si l'hypothèse nulle est rejetée, nous regardons la valeur du test, et si elle est différente de zéro à un seuil inférieur ou égal à 10 %, nous rejetons l'hypothèse nulle. Les résultats du modèle 5 sont présentés dans le tableau 6.¹²

[tableau 6]

Ainsi, en analysant les résultats du tableau 6 nous pouvons conclure à l'existence de transferts d'information pour les firmes de petite taille mais pas pour les firmes de grande taille. Les rendements anormaux pour les firmes annonçantes de petite taille varient positivement en moyenne de 0,5771 %. Il est important de mentionner que les résultats obtenus par Graham et King (1996), indiquent que les rendements anormaux des firmes de petite taille varient positivement en moyenne de 0,1570 %. De plus, le coefficient (α) de la variable (ABES) est significativement différent de zéro à 10 % (test-t = 1,810). Ce résultat vient donc confirmer l'existence de transferts d'information pour les firmes de petite taille à

¹² Il est à noter que nous avons enlevé une firme de notre échantillon, soit la firme Sherritt Incorporation car son actif total n'est pas disponible dans StockGuide.

leurs propres annonces de bénéfices. Par contre, la valeur obtenue pour le coefficient (θ) de la variable ABEL n'est pas significativement différent de zéro à 10 % (test-t = -1,221). Les rendements anormaux pour les firmes de grande taille varient en moyenne négativement de 0,1940 %. L'hypothèse est donc vérifiée pour les firmes de petite taille mais pas pour les firmes de grande taille. En ce qui concerne la différence, nous trouvons que la valeur du test-t ($t = 2,064$) est supérieure à la valeur critique de 5 % ($t_c = 1,96$) donc nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle. Ce résultat vient vérifier confirmer que les firmes de petite taille réagissent plus fortement que les firmes de grande taille à leurs propres annonces de bénéfices.

5. Conclusion

Cette étude a testé (H1) l'existence de transferts d'information pour la firme compétitrice ainsi que pour la firme annonçante à la date d'annonce des bénéfices, (H2) si les transferts d'information entre la firme compétitrice et la firme annonçante étaient directionnels, (H3) si l'ordre dans lequel les annonces de bénéfice sont faites influence l'ampleur des transferts d'information des firmes compétitrices. L'étude teste en outre si (H4) les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices à la date de l'annonce seront plus influencées que celles qui ont déjà annoncé. Finalement, (H5) elle vérifie si l'effet conjoint de l'ordre dans lequel les annonces sont faites et le fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices influence les transferts d'information.

Les résultats obtenus sont en majorité très intéressants et encourageants car ils permettent de vérifier chacune des hypothèses testées dans l'étude, exception faite de la deuxième hypothèse. Par ailleurs, ceux obtenus pour la variable ABE (transferts d'information à l'annonce de leurs bénéfices) ne sont pas significatifs. Étant donné les résultats non-significatifs obtenus concernant la réaction des firmes à l'annonce de leurs propres bénéfices, nous avons décidé d'inclure une variable de contrôle, soit la taille des firmes (actif total des firmes en milliers de dollars). Nous avons vérifié l'existence de transferts d'information pour les firmes de petite et grande taille lors de l'annonce de leurs propres bénéfices. Les résultats obtenus indiquent qu'il existe un transfert d'information pour les firmes de petite taille lors de l'annonce de leurs propres bénéfices. Cependant, nous ne pouvons pas conclure à l'existence de transferts d'information pour les firmes de grande taille. De plus, nous avons vérifié si la réaction des petites firmes était plus forte que celle des firmes de grande taille lors de l'annonce des bénéfices. Les résultats obtenus vérifient l'hypothèse testée, nous avons pu

conclure que les firmes de petite taille réagissent plus fortement à leurs propres annonces de bénéfices comparativement aux firmes de grande taille.

Comme pour toute étude, il existe diverses extensions que nous pourrions considérer. La plus importantes et celles sur laquelle nous travaillons présentement est la variable contrôle pour les caractéristiques de l'annonce des bénéfices. Entre autres, il serait intéressant de vérifier la proportion d'annonces de bénéfices négatives par rapport aux annonces positives de la part des firmes annonçantes. Il serait intéressant de tester ce facteur car, si notre échantillon contient une majorité d'annonces de bénéfices négatives, la probabilité que le signe du coefficient de notre variable ABE soit négatif est élevée. Ainsi, la variable pour déterminer le type d'annonces de bénéfices (bonne, mauvaise ou neutre) peut être calculé par un modèle à marche aléatoire où les bénéfices par action de fin d'année fiscale de l'année précédente sont considérés comme des bénéfices espérés. Une façon plus précise est l'utilisation des prévisions des analystes financiers comme mesure des attentes du marché.

Références

André, P., C. Laurin et A. Thabet, (1999), " Les déterminants du délai entre la fin de l'exercice financier et l'annonce des résultats financiers ", *Comptabilité Contrôle et Audit*, à paraître en septembre 1999.

André, P., (1997), *Special Items, Earnings Announcements, and Divergence of Analysts' Beliefs*, Cahier de recherche 97-01, Département des sciences comptables, École des sciences de la gestion, Université du Québec à Montréal.

Atiase, R., (1985), " Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements ", *Journal of Accounting Research*, (Spring), pp.21-36.

Ayers B. et R.N. Freeman , (1997)," Market Assessment of Industry and Firm Earnings Information ", *Journal of Accounting and Economics*, 24, pp.205-218.

Ball, R et P. Brown, (1968), " An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers ", *Journal of Accounting Resources*, 6(2), pp.159-178.

Baginski S.P., (1987), " Intra-industry Information Transfers associated with Management Forecasts of Earnings ", *Journal of Accounting Research*, vol.25, pp.196-216.

Bannister, J.W., (1994), " Earnings Signals and Inter-Firm Information Transfers ", *Journal of Business Finance and Accounting*, 21 (8), pp. 1127-1149.

Banz, R.W., (1979), " The Relationship between Market Value and Return of Common Stocks ", Working Paper, (September), University of Chicago, Chicago, IL.

Beaver, W.H. (1968), " The Information Content of Annual Earnings Announcements, Empirical Research in Accounting : Selected Studies ", Supplement to *Journal of Accounting Research*, pp.67-92.

Brown, L.D. et K. Kim, (1993), " The Association Between Nonearnings Disclosures by Small Firms and Positive Abnormal Returns ", *The Accounting Review*, 68 (3), pp. 668-680. .

Chambers, R. et S.H. Penman, (1984), " Timeliness of Reporting and the Stock Price Reaction to Earnings Announcements ". *Journal of Accounting Research*, vol.22, pp. 21-47.

Clinch G.J. et N.A. Sinclair, (1987), " Intra-industry Information Releases : A Recursive Systems Approach ", *Journal of Accounting and Economics*, 9, pp.89-106.

Firth, M., (1976), " The Impact of Earnings Announcements on the Share Price Behavior of Similar Type Firms ", *The Economic Journal*, (June), pp.296-306.

Foster, G., (1981), " Intra-industry Information Transfers Associated With Earnings Releases ", *Journal of Accounting and Economics*, 3, pp.201-232.

Freeman, R. et S. Tse, (1992), " An Earnings Prediction Approach to Examining Intercompany Information Transfers ", *Journal of Accounting and Economics*, 15, pp. 509-523.

Frost, C.A., (1995), " Intra-Industry Information Transfers : An Analysis of Research Methods and Additional Evidence ", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 5, pp.111-126.

Graham R.C. et King R.D. 1996, " Industry Information Transfers : The Effect of Information Environment ", *Journal of Business Finance And Accounting*, 23 (9) et (10), pp.1289-1306.

Grant, E., (1980), " Market Implications of Differential Amounts of Interim Information ", *Journal of Accounting Research*, (Spring), pp.255-268.

Givoly, D. et D. Palmon, (1982), " Timeliness of Annual Earnings Announcements : Some Empirical Evidence ", *The Accounting Review*, vol. 57, no. 3 (July), pp.486-508.

Han C.Y. et J.J. Wild, (1997), " Timeliness of Reporting and Earnings Information Transfer ", *Journal of Business Finance And Accounting*, 24 (3), pp.527-540.

Han C.Y. et J.J. Wild, (1990), " Unexpected Earnings and IntraIndustry Information Transfers :Further Evidence ". *Journal of Accounting Research*, vol.28, pp. 211-219.

Han C.Y., J.J. Wild and K. Ramesh, (1988), " Managers Earnings Forecasts and Intra-Industry Information Transfers ". *Journal of Accounting and Economics*, 11, pp. 3-33.

Hodgson A., (1996), " Information Transfer, Microstructures and Intraday Price Return Spikes ", *Accounting and Finance*, 36, pp.229-257.

Joh Gun-Ho and C-W. J Lee, (1992), " Stock Price Response to Accounting Information in Oligopoly ". *Journal of Business*, vol. 65, no. 3, pp. 451-472.

Kross W. et D.A. Schroeder, (1984), " An Empirical Investigation of the Effect of Quarterly Earnings Announcement Timing on Stock Returns ", *Journal of Accounting Research*, vol.22, no.1 (Spring), pp.153-176.

Morris, R., (1980), " The Effect of Firm's Earnings Announcement on the Share Price of the Other Firms in the Same Industry ", Working Paper, University of New South Wales, Sydney .

Olsen C. and J.R. Dietrich., (1985). " Vertical Information Transfers : The Association Between Retailers Sales Announcement and Suppliers Security Returns ", *Journal of Accounting Research*, vol. 23, pp.144-169.

Penman, S.H., (1984), " Abnormal Returns to Investments Strategies Based on the Timing of Earnings Reports ", *Journal of Accounting and Finance*, vol. 6, no.3, (December), pp.165-184.

Pownall G. et G. Waymire., (1989), " Voluntary Disclosure Choice and Earnings Information Transfer ", *Journal of Accounting Research*, vol. 27, pp. 85-110.

Pyo Y. et S. Lustgarten, (1990), " Differential Intra-Industry Information Transfers Associated with Management Earnings Forecast ", *Journal of Accounting and Economics*, 13, pp. 365-379.

Schipper, K., (1990), " Information Transfers ", *Accounting Horizons*, (4) 4, pp. 97-107.

Schoderbeck P. Michael, (1995), " Theory of the Dominant Firm : A Capital Market Test ", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 5, pp.253-270.

Sinclair, N.A, et J.C.Y. Young, (1991), " The Timeliness of Half Yearly Earnings Announcements and Stock Returns ", *Accounting and Finance*, vol. 31, (November), pp.31-52.

White , H., (1980), " A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity ", *Econometrica*, Vol.48, pp.817-837.

TABLEAU 1
DESCRIPTION SOMMAIRE DES SECTEURS INDUSTRIELS

SIC	SECTEURS	NB. DE FIRMES
10	Integrated Mines	6
11	Mining	6
13	Gold and Precious	8
16	Integrated Oils	2
18	Oil and Gas produce	14
21	Oil and Gas, Mining	2
23	Pipelines	2
26	Paper and Forest produce	11
27	Building Material	2
32	Breweries and Beverages	2
36	Food Processing	2
37	Household Goods	4
41	Department Stores	2
42	Food Stores	3
44	Hospitality	2
46	Speciality Stores	3
52	Chemicals	3
60	Steel Producers	6
70	Technology - Hardware	3
80	Broadcasting	4
83	Publishing and Printing	4
90	Banks and Trusts	7
97	Financial Management	2
98	Conglomerates	4
Nombre moyen de firmes par secteurs		4,3
Nombre total de secteurs		24

TABLEAU 2
Résultats sur l'existence et la direction des transferts d'information^{a,b,c}

R ²		Modèle 1			Sig.
		Coefficients	Écarts-Types	t	
0.002	ABE	-3.314E-04	1.413E -03	-0.234	0.815
	ABC	1.76E -03	6.031E -04	2.922***	0.004

a Variable dépendante : CAR

b *** Statistiquement significatif à 1 % (0.01), test bilatéral

c $ABE_{i,r,t} = 1$ si $r = i, \forall i, t$
correspond l'annonce de bénéfices r faite par la firme annonçante
au temps t dans le secteur industriel z
 $= 0$ sinon.

$ABC_{i,r,t} = 1$ si $r \neq i, \forall i, t$
correspond à la réaction des firmes concurrentes à l'annonce des
bénéfices r au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

TABLEAU 3
Résultats sur les transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices sont faites^{a,b}

R ²		Modèle 2			Sig.
		Coefficients	Écarts-Types	t	
0.005	ABE1	1.054E-04	2.938E-03	0.036	0.971
	ABE2	9.929E-04	2.938E-03	0.338	0.735
	ABE3	-8.257E-04	3.716E-03	-0.222	0.824
	ABE4	-4.257E-03	4.340E-03	-0.981	0.327
	ABE5	-5.215E-05	2.634E-03	-0.020	0.984
	ABC1	3.959E-03	1.609E-03	2.460**	0.014
	ABC2	2.180E03	1.609E-03	1.355	0.175
	ABC3	5.751E-03	1.708E-03	3.367***	0.001
	ABC4	2.648E-03	1.813E-03	1.460	0.144
	ABC5	-2.223E-04	8.66E-04	-0.258	0.797

a Variable dépendante : CAR

b *** Statistiquement significatif à 1 % (0.01), test bilatéral

** Statistiquement significatif à 5 % (0,05), test bilatéral

c ABE $m_{i,r,t} = 1$ si $r = i, \forall i, t$
correspond à l'annonce des bénéfices r d'ordre m faite par la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

ABC $m_{i,r,t} = 1$ si $r \neq i, \forall i, t$
correspond à la réaction des firmes compétitrices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre m au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

TABLEAU 4
Résultats sur les transferts d'information conditionnel au fait que les firmes concurrentes aient ou non annoncé leurs bénéfices^{a,b,c}

		Modèle 3			
R ²		Coefficients	Écarts-Types	t	Sig.
0.002	ABE	-3.314E-04	1.413E-03	-0.235	0.815
	ABCY	1.693E-05	8.530E-04	0.019	0.985
	ABCN	3.332E-03	1.005E-03	3.314***	0.001

a Variable dépendante : CAR

b *** Statistiquement significatif à 1 % (0.01), test bilatéral

c $ABE_{i,r,t} = 1$ si $r = i, \forall i, t$
correspond à l'annonce des bénéfices r faite par la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

$ABCY_{i,r,t} = 1$ si $r \neq i, \forall i, t$
correspond à la réaction des firmes concurrentes qui ont déjà annoncé leurs bénéfices à l'annonce r au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

$ABCN_{i,r,t} = 1$ si $r \neq i, \forall i, t$
correspond à la réaction des firmes concurrentes qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices à l'annonce r au temps t dans le secteur industriel z .
 $= 0$ sinon.

TABLEAU 5
Résultats sur les transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel l'annonce des bénéfices sont faites et le fait que les firmes concurrentes aient ou non déjà annoncé leurs bénéfices^{a,b,c}

R ²		Modèle 4			Sig.
		Coefficients	Écarts-Types	t	
0.007	ABE1	1.054E-03	2.936E-03	0.036	0.971
	ABE2	9.929E-04	2.936E-03	0.338	0.735
	ABE3	-8.257E-04	3.714E-03	-0.222	0.824
	ABE4	-4.257E-03	4.337E-03	-0.982	0.326
	ABE5	-5.215E-05	2.632E-03	-0.020	0.984
	ABC1	3.959E-03	1.608E-03	2.463**	0.014
	ABC2Y	-5.645E-04	2.972E-03	-0.193	0.847
	ABC2N	3.367E-03	1.925E-03	1.749*	0.080
	ABC3Y	2.830E-03	2.626E-03	1.078	0.281
	ABC3N	7.888E-03	2.246E-03	3.511***	0.000
	ABC4Y	-1.592E-03	2.504E-03	-0.636	0.525
	ABC4N	7.312E-03	2.626E-03	2.784***	0.005
	ABC5Y	-7.119E-05	1.023E-03	-0.070	0.945
	ABC5N	-6.044E-04	1.626E-03	-0.372	0.710

a Variable dépendante : CAR

b *** Statistiquement significatif à 1 % (0.01), test bilatéral; ** Statistiquement significatif à 5 % (0,05), test bilatéral; * Statistiquement significatif à 10 % (0.1), test bilatéral

c ABE $m_{i,t}$ = 1 si $r = i, \forall i, t$
correspond à l'annonce des bénéfices r d'ordre m faite par la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .
= 0 sinon.
ABC $pY_{i,t}$ = 1 si $r \neq i, \forall i, t$
correspond à la réaction des firmes concurrentes qui ont déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre p de la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .
= 0 sinon.
ABC $mN_{i,t}$ = 1 si $r \neq i, \forall i, t$
correspond à la réaction des firmes concurrentes qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices r d'ordre m de la firme annonçante au temps t dans le secteur industriel z .
= 0 sinon.

TABLEAU 6
Résultats sur la distinction de la taille des firmes lors de l'annonce de leurs propres bénéfices^{a,b,c}

R ²		Modèle 5			Sig.
		Coefficients	Écarts-Types	t	
0.032	ABES	5.771E-03	3.191E-03	1.808*	0.071
	ABEL	-1.938E-03	1,589E-03	-1.220	0.223

a Variable dépendante : CAR

b * Statistiquement significatif à 10% (0.1), test bilatéral

c ABES_{i,r,t} = 1 lorsque correspond à l'annonce des bénéfices *r* faite par les petites firmes annonçantes au temps *t* dans le secteur industriel *z*.
= 0 sinon.

ABCEL_{i,r,t} = 1 lorsque correspond à l'annonce des bénéfices *r* faite par les grandes firmes annonçantes au temps *t* dans le secteur industriel *z*.
= 0 sinon.