

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES COMMERCIALES
AFFILIÉE À L'UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

Transferts d'Information Intra-Industriels associés
aux Annonces de Bénéfices des Firmes sur le TSE-300

par

John-John D'Argensio

Sciences de la gestion

Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maître ès sciences
(M.Sc.)

Décembre 1999
© John-John D'Argensio, 1999

REMERCIEMENTS

J'aimerais remercier ma famille, Paul André, Robert Gagné, Marko Savor, Shirley Chenni et mes collègues d'université pour m'avoir encouragé et aidé tout au long de ma maîtrise.

SOMMAIRE

L'objectif du mémoire est de mesurer la teneur des transferts d'information au moment de l'annonce des bénéfices. Un transfert d'information survient lorsque l'annonce des bénéfices d'une firme fournit de l'information pertinente sur les autres firmes et affecte de façon contemporaine le rendement des titres des firmes non-annonçantes du même secteur industriel.

L'étude couvre une période de sept ans, de 1988 à 1994 inclusivement. Le nombre d'entreprises dans notre échantillon est de 104 firmes canadiennes cotées à la Bourse de Toronto et suivies par un nombre minimum d'analystes sur la période 1988 à 1994. Ces firmes sont 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 et l'échantillon des firmes compétitrices est 3990. Ainsi nous obtenons un échantillon total de 4718 observations. De plus, le nombre de firmes par secteur varie entre deux et quatorze.

Nous trouvons qu'il existe des transferts d'information pour les firmes compétitrices lorsque la firme annonçante annonce ses bénéfices annuels. De plus, les résultats obtenus nous permettent de conclure que l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices sont faites influencent l'ampleur des transferts d'information. Les firmes compétitrices réagissent aux premières annonces de bénéfices. En outre, nous trouvons que les transferts d'information ne sont significatifs que pour les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices. Par ailleurs, nous observons que les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices sont affectés par l'ordre de l'annonce. Les résultats obtenus indiquent que les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices réagissent aux annonces de bénéfices dans le secteur.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS	I
SOMMAIRE.....	III
INTRODUCTION.....	1
SECTION 2 REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	8
A) EXISTENCE ET DIRECTION DES TRANSFERTS D'INFORMATION LORS DE L'ANNONCE DES BÉNÉFICES.....	9
B) DÉTERMINANTS DE L'INTENSITÉ DU TRANSFERT D'INFORMATION LORS DE L'ANNONCE DES BÉNÉFICES.....	18
i) Ordre.....	18
ii) Bénéfices « surprises ».....	23
iii) Taille et environnement	25
C) TRANSFERTS D'INFORMATION LORS DE L'ANNONCE D'AUTRES SIGNAUX.....	27
i) Prévisions des gestionnaires.....	28
ii) Données industrielles (micro-économique)	31
D) SOMMAIRE DE LA REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	33
SECTION 3 HYPOTHÈSES.....	35
SECTION 4 CRITÈRES DE SÉLECTION DE L'ÉCHANTILLON	38
SECTION 5 MÉTHODOLOGIES ET MODÈLES EMPIRIQUES	43
i) Méthodologie et modèle empirique pour le calcul des rendements anormaux	43
ii) Méthodologie et modèle empirique pour tester l'existence et la direction des transferts d'information (test « non-directionnel » et directionnel).....	47
iii) Méthodologie et modèle empirique pour tester si les transferts d'information pour les premières annonces sont plus significatifs et moins significatifs pour les annonces subséquentes.....	49

iv) Méthodologie et modèle empirique pour tester si les transferts d'information ne sont significatifs que pour les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices	53
v) Méthodologie et modèle empirique pour tester si les transferts d'information sont conjointement expliqués par l'ordre de l'annonce et le fait que les firmes n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices	55
SECTION 6 RÉSULTATS.....	58
i)Existence et direction des transferts d'information	58
ii) Transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices sont faites.....	69
iii) Transferts d'information conditionnel au fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices.....	71
iv) Transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices son faites et le fait que les firmes compétitrices aient ou non déjà annoncé leurs bénéfices .	73
SECTION 7 LIMITES	76
i) Fenêtre d'analyse	76
ii) Annonces concomitantes	77
iii) Calcul des rendements anormaux	77
iv) Caractéristiques de l'annonce des bénéfices	78
v) Analyse sectorielle et temporelle	79
CONCLUSION	81
ANNEXE.....	83
BIBLIOGRAPHIE.....	97

LISTE DES TABLEAUX

TABLEAU 1	41
Description sommaire des secteurs industriels.....	41
TABLEAU 2	42
Critères de sélection de l'échantillon	42
TABLEAU 3	46
Sommaire des statistiques par secteurs industriels.....	46
TABLEAU 4	59
Résultats sur les l'existence et la direction des transferts d'information ^{a,b,c}	59
TABLEAU 4a	64
Résultats sur la distinction de la taille des firmes lors de l'annonce de leurs propres bénéfices ^{a,b,c}	64
TABLEAU 4b	68
Résultats sur la distinction des types d'annonces de bénéfices ^{a,b,c}	68
TABLEAU 5	70
Résultats sur les transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel les annonces	
de bénéfices sont faites	70
TABLEAU 6	72
Résultats sur les transferts d'information conditionnel au fait que les firmes compétitrices aient	
ou non annoncé leurs bénéfices ^{a,b,c}	72
TABLEAU 7	74
Résultats sur les transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel l'annonce des	
bénéfices sont faites et le fait que les firmes compétitrices aient ou non déjà annoncé leurs	
bénéfices ^{a,b,c}	74
ANNEXE A	84
Tableaux récapitulatifs de la revue de la littérature	84
ANNEXE B	94
Classification des firmes par secteurs industriels.....	94
ANNEXE C	96
Statistiques descriptives des variables pour les modèles 1,2,3,4 et 5 ^{a,b}	96

INTRODUCTION

La recherche comptable jusqu'à la fin des années 60 était surtout de nature normative c'est-à-dire que les chercheurs se contentaient seulement d'expliquer ce qui doit être fait pour évaluer l'actif d'une firme, calculer le bénéfice net, etc. Les chercheurs montraient peu d'intérêt à essayer de valider empiriquement les hypothèses sur lesquelles la « prescription » normative était basée. Ainsi, cette orientation purement théorique dans les méthodes et conventions comptables a amené les chercheurs en comptabilité à se concentrer principalement sur la détermination d'une façon de mesurer le bénéfice net de la manière la plus précise possible.

Selon Watts et Zimmerman (1986) et Tremblay, Cormier et Magnan (1994), la théorie comptable reconnaît trois développements qui ont amené la recherche comptable à dépasser son cadre normatif. Premièrement, le concept de l'approche positive (empirique) en économie, développé et popularisé par Milton Friedman (1953). Ce dernier affirme qu'un modèle sans assises empiriques ne s'avère d'aucune utilité. Ainsi, toute théorie se doit d'être vérifiée empiriquement pour être valable. Ball et Brown (1968) et Beaver (1968) (de l'Université de Chicago), ont révolutionné la recherche comptable en appliquant l'approche positive car ils ont dirigé la recherche vers une vérification empirique.

« Deuxièmement, l'élaboration du modèle d'équilibre des actifs financiers (MÉDAF) a structuré les relations entre l'information comptable et le marché

financier et a fourni une base à la recherche empirique. En effet, le MÉDAF () permet la mesure de l'effet de la publication de l'information comptable sur la valeur au marché d'un titre », Tremblay, Cormier et Magnan (1994, page 46).

Troisièmement, les recherches menées dans le cadre de l'hypothèse des marchés efficients¹ (HME) portent sur l'information comptable et son effet global sur les investisseurs. Une donnée comptable est porteuse d'information si elle modifie les attentes des investisseurs. Et comme l'effet global de ces attentes se manifeste par un changement dans le prix des titres boursiers, la publication d'une donnée comptable a un contenu informationnel dans la mesure où elle provoque un ajustement de la valeur de marché des titres. En somme, l'HME permet au chercheur en comptabilité de s'assurer que la réaction du cours boursier qu'il observe à la suite de la publication d'une donnée comptable provient effectivement de cette publication.

L'objectif du mémoire consiste à mesurer la teneur des transferts d'information au moment de l'annonce des bénéfices. 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-

¹ Selon Fama (1970), un marché est efficient si un investisseur pour qui le marché est normalement accessible ne peut prendre avantage des délais dans l'ajustement de cours boursiers à la suite de la divulgation d'une nouvelle information.

annonçantes du même secteur industriel². Le travail consistera à analyser les relations potentielles pouvant exister entre le moment de l'annonce des bénéfices annuels et ces transferts d'information. Voici les cinq axes distincts sur lesquels l'étude est organisée :

- Premièrement, nous examinons si les annonces de 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'ordre³ de l'annonce des bénéfices et les transferts d'information pour un même secteur industriel. Nous prévoyons que les annonces hâtives⁴ par rapport au secteur industriel

² 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 .

³ L'ordre correspond au rang selon lequel une firme annonce ses bénéfices dans son secteur industriel. Par exemple, une firme sera affectée du rang un si elle annonce la première, de rang deux si elle annonce en second et ainsi de suite.

⁴Pour 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) sur 370 entreprises américaines durant les années 1984 à 1986, a démontré que seules les deux premières annonces sont significatives.

présentent des réactions de prix positives⁵ 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 compétitrices.

- Quatrièmement, nous examinons les transferts d'information des bénéfices conditionnels au fait que les firmes compétitrices aient déjà annoncé leurs bénéfices. Le but est d'essayer de montrer que les bénéfices des firmes apportent de plus grands transferts d'information aux compétiteurs qui n'ont pas encore dévoilé leurs bénéfices.
- Cinquièmement, nous examinons la relation simultanée entre l'ordre dans lequel l'annonce est faite et le fait que les firmes compétitrices 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

⁵ 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 sont supérieurs aux bénéfices de l'annonce précédente.

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 compétitrices à divers niveaux.

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 de ce marché. Malgré certaines similitudes avec le marché américain, le niveau de concentration industriel au Canada est différent ainsi que les délais de divulgation. 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, dans la section « analyses de sensibilité », nous étendons l'étude de Han et Wild (1997) en contrôlant pour un facteur pouvant atténuer les transferts d'information, soit la taille des firmes. Par ailleurs, nous proposons une approche avec des variables dichotomiques qui permet une estimation des plus efficaces.

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.

Les résultats obtenus indiquent qu'il existe des transferts d'information pour les firmes compétitrices lorsque la firme annonçante annonce ses bénéfices annuels. Nous avons aussi inclus une variable de contrôle, soit la taille des firmes. Selon la théorie, la quantité d'information disponible aux investisseurs est négativement corrélée à la réaction du prix des actions des firmes. Les résultats indiquent qu'il existe des transferts d'information pour les firmes de petite taille mais pas pour les firmes de grande taille. Ainsi, ces résultats confirment l'hypothèse que les firmes de petite taille réagissent plus fortement que les firmes de grande taille à leurs propres bénéfices, car les investisseurs ont à leur porté une quantité plus importante d'informations sur les firmes de grande taille. Ainsi, ces derniers pourront anticiper plus facilement les annonces de bénéfices des firmes de grande taille comparativement à celles des petites firmes.

De plus, les résultats obtenus nous permettent de conclure que l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices sont faites influencent l'ampleur des transferts d'information. Les firmes compétitrices réagissent seulement pour la première et troisième annonce de bénéfices. En outre, nous trouvons que les transferts d'information ne sont significatifs que pour les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices. Par ailleurs, nous observons que les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices sont affectées par l'ordre de l'annonce. Les résultats obtenus indiquent que les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices réagissent aux quatre premières annonce de bénéfices.

L'étude est structurée de la façon suivante : la section 2 présente la revue de la littérature. Celle-ci est divisée en trois parties. La première traite des transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices. La seconde traite des déterminants pouvant influencer l'ampleur des transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices. Cette partie se subdivise en trois sous-sections : ordre, bénéfices surprises et taille et environnement. Finalement, la troisième partie traite des transferts d'information lors de l'annonce d'autres signaux. Cette partie divisée en deux sous-sections (prévisions des gestionnaires et données industrielles). La section 3 présente les cinq hypothèses de notre étude. Par ailleurs, la section 4 énonce les critères de sélection de l'échantillon. La section 5 présente les méthodologies et modèles empiriques utilisés dans notre étude. Les résultats de cette étude sont présentés dans la section 6. Par ailleurs, à la section 6 on présente les tests de sensibilités qui ont été menés dans notre étude et finalement la section 7 énonce les limites de notre étude.

SECTION 2

Revue de la littérature

La revue de littérature qui suit permettra au lecteur de distinguer les différents types de signaux qui engendrent des transferts d'information de même que les déterminants qui influencent leur envergure. Cette section est divisée en trois parties. La première traite de l'existence et de la direction des transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices. Cette section est primordiale à notre étude, car elle énonce les concepts de bases sur les transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices. La seconde traite des déterminants pouvant influencer l'ampleur des transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices. Cette partie se subdivise en trois sous-sections : ordre, bénéfices surprises et taille et environnement. La littérature concernant l'ordre dans lequel les annonces des bénéfices sont faites sert à tester la troisième hypothèse exposée dans ce mémoire. Finalement, la troisième partie traite des transferts d'information lors de l'annonce d'autres signaux. Cette partie divisée en deux sous-sections (prévisions des gestionnaires et données industrielles) est une avenue peu explorée au sein de cette recherche, car elle est annexe au sujet traité. Cependant, elle est intéressante en soi parce qu'elle permet au lecteur de connaître tous les autres signaux qui peuvent être associés aux transferts d'information et par le fait même, d'approfondir leurs connaissances sur le sujet.

A) Existence et direction des transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices

Dans cette section, nous présentons les deux études majeures [Foster (1981) et Clinch et Sinclair (1987)] qui montrent l'existence de transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices et que les transferts d'information semblent suivre la même direction lors de l'annonces des bénéfices.

Comparativement aux études empiriques antérieures [Ball et Brown (1968), Beaver (1968),et Banz (1979)], Foster (1981) a été l'un des premiers⁶ à montrer l'existence de transferts d'information entre les firmes d'un même secteur industriel. Plus précisément, il a examiné la réaction du prix de l'action de la firme i (compétitrice) lorsque la firme j (annonceur) annonçait ses bénéfices⁷.

Il existe trois types de réactions possibles pour la firme j lorsqu'une annonce (des bénéfices) est faite par la firme i . Tout d'abord, l'annonce peut avoir un effet favorable sur le cours de la firme j . Deuxièmement, elle pourrait avoir un effet défavorable et finalement, elle pourrait ne transmettre aucune information et donc ne pas influencer la firme j ⁸. De plus, une annonce faite par

⁶ Deux études antérieures ont vérifié l'impact de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante sur le prix de l'action d'une autre firme du même secteur industriel soit Firth (1976) et Morris (1980).

⁷ Les études antérieures ne font qu'examiner l'association entre l'information révélée par la firme i et le prix de l'action de la firme i .

⁸ Par exemple, un rapport par une firme majeure du secteur industriel qui annonce une augmentation significative des ventes et des bénéfices peut transmettre de l'information positive pour cette firme, mais de l'information négative pour les autres firmes du même secteur industriel.

la firme i peut transmettre de l'information positive pour certaines firmes du secteur industriel, mais aussi de l'information négative pour d'autres firmes du secteur industriel (un exemple d'information positive est présenté à la note 5). Il est donc probable de se retrouver avec un résultat net où même l'impact moyen des transferts d'information est nul⁹. Pour remédier à ce problème et augmenter la possibilité de détecter empiriquement un transfert d'information, Foster (1981) utilise un test « *non-directionnel* » (test où les effets spécifiques aux firmes ne s'annulent pas entre eux). Ce test consiste à examiner s'il existe des rendements anormaux¹⁰ pour la firme j (favorables ou défavorables)¹¹ au moment de l'annonce des bénéfices de la firme i . Par la suite, un test « *directionnel* » est utilisé. Ce test cherche à déterminer si l'annonce de la firme i , qui a un impact favorable (défavorable) sur son propre cours boursier, a aussi un impact favorable (défavorable) sur le prix de l'action de la firme j . Foster (1981) tente de vérifier si les transferts d'information au moment de l'annonce des bénéfices sont de la même direction pour tous les membres du groupe.

La méthodologie utilisée par Foster (1981) est la suivante : il scinde l'échantillon en deux (firmes annonçantes et firmes non-annonçantes) et calcule les rendements anormaux sur un intervalle événementiel de deux jours {-1 et

⁹ C'est-à-dire l'effet global moyen de l'annonce de la firme j sur le cours boursier des compétiteurs tend vers zéro (les effets positifs annulent les effets négatifs).

¹⁰ Les rendements anormaux sont toutes déviations de rendements pour une firme i par rapport au rendement de marché pondéré par le risque intrinsèque de la firme i .

¹¹ Un rendement anormal sera favorable (défavorable) si son signe est positif (négatif) ou que le rendement anormal est supérieur (inférieur) à celui obtenu antérieurement.

$0\}$ ¹². Pour calculer les rendements anormaux Foster (1981) utilise le modèle de marché MM) :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

R_{it} = le rendement du titre i à la journée t

R_{mt} ¹³ = le rendement du marché à la journée t

α_i = la constante estimée par l'équation

β_i = la sensibilité du titre i au marché

ε_{it} = un terme d'erreur

Le rendement anormal quotidien de chaque firme est donc calculé de la façon suivante :

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (2)$$

où $\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$ sont les paramètres estimés du modèle de marché utilisées pour la période t¹⁴. Foster (1981) a utilisé toute la période (de 1963 à 1978) pour estimer les paramètres du modèle de marché plutôt que d'utiliser la méthode

¹² L'intervalle événementiel correspond à la date de l'événement plus et/ou moins un certain nombre de jours. Par exemple, lorsqu'on parle d'une fenêtre événementielle de 3 jours cela pourrait correspondre à calculer les rendements anormaux au temps 0 (le chiffre 0 correspond à la date de l'événement), un jour avant la date de l'annonce (-1) et deux jours avant l'annonce (-2) pour déterminer si l'annonce était anticipée sur le marché. On pourrait aussi estimer après la date de l'annonce (+1) pour déterminer si l'effet persiste encore et ainsi de suite.

¹³ R_{mt} est calculé selon la capitalisation de l'entreprise (« *value-weighted* »). Cependant, il peut être calculé d'une autre façon, soit par une pondération égale par titre (« *equally weighted* »).

¹⁴ La période d'estimation sert à estimer les paramètres du modèle qui seront subséquemment utilisés dans l'intervalle événementiel pour calculer les rendements escomptés ou normaux de chaque firme. La période d'estimation dure en moyenne entre 25 et 250 jours avant la date de l'annonce de l'événement (la période d'estimation varie selon le sujet des études événementielles). Ces paramètres seront utilisés dans l'intervalle événementiel car on suppose qu'ils sont constants dans le temps. Voir Han et Wild (1997).

conventionnelle, soit estimer les paramètres sur une période précédant les annonces (voir note 16).

Contrairement à Morris (1980), Firth (1976), Foster (1981), Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997) ont montré l'existence de transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices. De plus, plusieurs auteurs ont vérifié l'existence de transferts d'information lors de l'annonce d'autres signaux (par exemple : prévisions des gestionnaires, données industrielles, etc). Par ailleurs, Baginski (1987), Han, Wild et Ramesh (1988), Pownall et Waymire (1989) et Pyo et Lustgarden (1990) ont vérifié l'existence des transferts d'information lorsque les gestionnaires annonçaient leurs prévisions des bénéfices. De plus, Bannister (1994), Frost (1995), Schoderbeck (1995) et Graham et King (1996) ont montré l'existence de transferts d'information lorsque l'erreur dans la prévision des bénéfices était utilisée comme variable indépendante dans le modèle¹⁵. De même, une variante utilisée par Schoderbeck (1995) consiste à se concentrer sur le rôle qu'ont les firmes dominantes dans leur secteur industriel. Plus spécifiquement, l'auteur cherche à déterminer s'il existe des transferts d'information entre les firmes dominantes et les franges concurrentielles¹⁶ lorsque les firmes dominantes annoncent leurs bénéfices. Schoderbeck (1995) trouve qu'en moyenne, l'annonce des bénéfices des firmes

¹⁵ Les prévisions des bénéfices sont faites, soit par des analystes financiers ou par l'utilisation d'un modèle auto régressif d'ordre n. L'erreur est mesurée par la formule suivante : $UE_j = (RE_j - AF_j) / | AF_j |$ où RE_j représente les bénéfices annoncés par les firmes et AF_j représente les prévisions moyennes des bénéfices faites par les analystes

¹⁶ Les franges concurrentielles correspondent aux firmes non-dominantes de leur secteur industriel.

dominantes résulte en des transferts d'information positifs et significatifs pour les franges concurrentielles d'un même secteur industriel. Ce résultat, permet de conclure que les annonces de bénéfices des firmes dominantes, transmettent aux franges concurrentielles de l'information spécifique au secteur industriel. Par ailleurs, les annonces de bénéfices des franges concurrentielles ne résultent pas en des transferts d'information pour les firmes dominantes d'un même secteur industriel. Enfin, Olsen et Dietrich (1985) ont vérifié l'existence de transferts d'information lors de l'annonce des ventes des firmes.

De surcroît, Foster (1981) a trouvé que les transferts d'information étaient beaucoup plus importants pour les firmes plus homogènes¹⁷. Par ailleurs, lorsque les rendements anormaux des firmes annonçantes étaient élevés, ceux des autres firmes non-annonçantes (compétitrices) du même secteur industriel l'étaient aussi. Après avoir détecter des transferts d'information, Foster (1981) a appliqué le test « *directionnel* » et il a trouvé qu'en moyenne les transferts d'information étaient directionnels. De plus, il a trouvé que l'effet directionnel était plus apparent pour les firmes homogènes d'un même secteur industriel. Par ailleurs, Han, Wild et Ramesh (1988) et Freeman et Tse (1992) viennent confirmer les résultats obtenus par Foster (1981) : ils ont également trouvé que les transferts d'information étaient en moyenne non seulement directionnels, mais aussi positifs. Cependant, Pownall et Waymire (1989) n'obtiennent pas de résultats significatifs sur la direction des transferts d'information.

¹⁷ Firme homogène : firme avec le moins de diversification corporative. Une firme qui se concentre sur seulement un produit/ service.

Par ailleurs, Foster (1981) a vérifié si l'un des déterminants de l'ampleur des transferts d'information était le moment de l'annonce des bénéfices d'une firme relativement aux dates d'annonce des autres firmes du même secteur industriel. L'hypothèse testée consiste à déterminer si la réaction du marché à la première annonce des bénéfices va surpasser celle des firmes annoncantes subséquentes¹⁸. Or, les résultats ne supportent pas cette hypothèse. Ceci est principalement dû au test non-paramétrique utilisé, le test Mann-Whitney U. Comme nous le verrons dans la prochaine section, ce test n'est pas assez puissant. Il ne tient pas compte de l'information concernant les différences entre les rendements anormaux des firmes annoncantes subséquentes (c'est-à-dire deuxième versus troisième annonceur, deuxième versus quatrième annonceur, etc.). Contrairement à Foster (1981), Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997) ont obtenu des résultats significatifs.

Clinch et Sinclair (1987) ont examiné les transferts d'information intra-industriels associés à l'annonce des bénéfices d'une firme en utilisant un échantillon de firmes australiennes¹⁹. Les résultats obtenus par ceux-ci sont cohérents avec ceux de Foster (1981) car, d'une part, ils supportent l'existence de transferts d'information intra-industriels associés avec l'annonce des bénéfices et,

¹⁸ L'intuition soulevée par Foster (1981) est que plus l'annonce de la firme est tardive, plus la réaction du prix va être faible car les autres firmes auront déjà transmis la majorité de l'information concernant le secteur industriel auquel elles appartiennent.

d'autre part, les transferts d'information apparaissent en moyenne directionnels, et ce en plus de supporter l'hypothèse testée par Foster (1981).

Comme le mentionnent Clinch et Sinclair (1987), les études antérieures [Firth, (1976), Morris (1980), Foster (1981), Baginski (1987), Han et Wild (1990, 1997)] utilisent le modèle de marché MM) pour estimer les rendements (équation 1). Cependant, ce modèle présente des problèmes de biais, car la spécification de l'équation 1 ne met aucune restriction sur la covariance entre les résidus de la firme i (annonçante) et les firmes j (non-annonçantes). En d'autres mots, le modèle contient de l'autocorrélation des résidus. Selon Clinch et Sinclair (1987), ceci engendre deux problèmes sur la recherche intra-industrielle. Premièrement, un problème de dépendance statistique survient lorsqu'on agrège les tests statistiques en coupes instantanées et que le problème de « *calendar clustering*²⁰ » est présent. Pour résoudre ces problèmes, différentes techniques ont été développées. L'inclusion d'un indice industriel²¹ en plus d'incorporer explicitement la structure de la covariance des résidus dans les tests statistiques via un modèle de régression multivarié (MVRM) constituent de telles techniques. Deuxièmement, un problème d'identification survient lorsque certains tests sont appliqués au modèle dont les résidus des firmes qui annoncent sont utilisés comme estimateurs. Malheureusement, ce deuxième problème ne peut être résolu

¹⁹ En majorité, les autres études [Foster (1981), Baginski (1987), Han et Wild (1990, 1997), Freeman et Tse (1992) Graham et King (1996)] utilisent un échantillon de firmes cotées à la bourse de New York (New York Stock Exchange).

²⁰ Le « *calendar clustering* » se réfère aux événements qui sont proches ou qui ont lieu au même moment.

par le modèle de régression multivarié, car il ne génère pas de résidus indépendants en coupes instantanées. Donc, pour contrer ces problèmes, Clinch et Sinclair (1987) utilisent le modèle récursif proposé par Lloyd and Lee (1976).

$$R_{1t} = \alpha_1 + \beta_1 R_{mt} + \varepsilon_{1t}$$

$$R_{2t} = \alpha_2 + \beta_2 R_{mt} + \gamma_{2,1} R_{1t} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

$$R_{Nt} = \alpha_N + \beta_2 R_{mt} + \gamma_{N,1} R_{1t} + \dots + \gamma_{N,N-1} R_{N-1,t} + \varepsilon_{Nt}$$

où $\gamma_{i,j}$ représente les coefficients des N variables endogènes , α_i et β_i représentent les paramètres spécifiques des titres. De plus, l'hypothèse suivante est posée :

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) &= \sigma^2 && \text{pour tout } i = j \\ &= 0 && \text{pour tout } i \neq j \end{aligned} \quad (3')$$

En imposant la restriction (3'), chaque équation dans le système est non-reliée avec l'équation précédente. Sous cette condition, une estimation de l'équation 3 par les moindres carrés ordinaires (MCO) fournit des estimations non-biaisées. De plus, si l'équation (3') tient, alors les deux problèmes qui surviennent dû à la covariance des résidus en coupes instantanées dans l'équation 1 sont réglés. L'avantage d'utiliser ce modèle récursif est qu'il maîtrise les problèmes qui ont été mentionnés.

²¹ Quelques exemples de facteurs industriels sont dénombrés dans Halpharn (1979) sur les fusions, Foster (1975a) sur les révélations des bénéfices des compagnies d'assurances, etc.

Par la suite, Clinch et Sinclair (1987) ont vérifié la justesse du modèle proposé par Lee et Lloyd (1976) en appliquant des tests de spécification sur les deux modèles (modèle de marché à un indice et modèle récursif). Malheureusement, la puissance de chaque test de spécification dépend de l'hypothèse stipulant que les résidus du modèle de marché sont distribués normalement, mais nous savons qu'avec des données journalières cette hypothèse ne tient pas. Après quelques corrections, les résultats obtenus sur la période d'estimation indiquent que le modèle de marché génère des résidus marginalement et positivement corrélés en coupes instantanées pour certains secteurs industriels. De plus, les résidus indépendants en coupes instantanées du modèle récursif ont facilité les tests pour détecter la présence de transferts d'information intra-industriels. Par ailleurs, les résultats obtenus du test directionnel supportent les conclusions de Foster (1981). Ils indiquent que les transferts d'information associés avec les bénéfices sont en moyenne directionnels.²²

Malgré le fait que nous serons confrontés avec les mêmes problèmes économétriques que Clinch et Sinclair (1987), leur méthodologie pour corriger ces problèmes ne sera pas retenue parce qu'il existe maintenant des méthodes plus sophistiquées et plus conviviales qui permettent de corriger ces biais²³.

²² Il ne faut pas oublier de mentionner que des tests non-paramétriques plus puissants ont été utilisés et que les auteurs ont contrôlé pour la covariance des résidus en coupes instantanées.

²³ Pour corriger le problème d'hétéroscédasticité de forme inconnue, la méthode robuste de White (1980) [*Heteroskedastic-Consistent Covariance matrix estimation*] est suffisante. Par ailleurs, pour déterminer et corriger l'autocorrélation des résidus d'ordre 1 et 2, l'estimation itérative de Cochrane-Orcutt peut être appliquée. Pour une autocorrélation d'ordre plus élevé, un test Ljung-Box nous permet de vérifier jusqu'à

Néanmoins, il est de notre intérêt de retenir les tests non-paramétriques pour vérifier si l'ordre dans lequel l'annonce des bénéfices faite par les firmes est significatif sur la Bourse de Toronto (TSE).

B) Déterminants de l'intensité du transfert d'information lors de l'annonce des bénéfices

Dans cette section, nous expliquons les déterminants qui peuvent influencer l'intensité du transfert d'information lors de l'annonce des bénéfices faite par une firme. Ces déterminants sont l'ordre dans lequel l'annonce est révélée, les bénéfices surprises, la taille et l'environnement informationnel de l'entreprise.

i) Ordre

Contrairement aux études [Givoly et Palmon (1982), Chambers et Penman (1984), Kross et Schroeder (1984), Penman (1984) et Sinclair et Young (1991)]²⁴ qui se concentraient uniquement sur les firmes annonçantes, Foster (1981), Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997) se dévouent à la recherche des

quel ordre l'autocorrélation des résidus persiste. Par la suite, une estimation par maximum de vraisemblance permet de corriger ce biais.

²⁴ Les résultats obtenus par ces auteurs affirment que les annonces de bénéfices hâtives par rapport au secteur industriel présentent des réactions de prix positives pour les firmes annonçantes.

effets potentiels sur les firmes compétitrices²⁵. Plus spécifiquement, ils veulent vérifier la relation plausible entre l'ordre dans lequel l'annonce des bénéfices est faite et la réaction du prix de l'action des firmes compétitrices. Le moment de l'annonce des bénéfices est une décision que les gestionnaires doivent prendre, et bien que ces derniers aient un délai imposé pour annoncer leurs bénéfices, ils disposent quand même d'une certaine latitude concernant le moment de l'annonce. Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997), contrairement à Foster (1981), ont rejeté l'hypothèse nulle proposée par ce dernier. L'hypothèse testée était que l'envergure des rendements anormaux des firmes annonçantes à la date d'annonce de leurs bénéfices était une fonction décroissante de l'ordre dans lequel l'annonce était faite dans le secteur industriel. Comme mentionné dans la section précédente, la raison pour laquelle Foster (1981) n'a pas rejeté l'hypothèse nulle comparativement à Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997) est due à la faible puissance du test Mann-Whitney U. Ce test ignore l'information concernant les différences entre les rendements anormaux des firmes annonçantes subséquentes. Pour contrer ce problème, Clinch et Sinclair (1987) ont utilisé un test non-paramétrique plus puissant, soit le Tersptra-Jonckheere (TJ) test²⁶. Suite à ce test, ceux-ci rejettent l'hypothèse nulle pour les deux modèles. Par ailleurs, Han et Wild (1997) pour tester l'hypothèse nulle suivante : *les transferts d'information ne dépendent pas de l'ordre dans lequel les*

²⁵ Étant donné l'évidence considérable de corrélation du prix des actions en coupes instantanées, il est donc normal que l'ordre dans lequel l'annonce est faite soit associé avec le comportement du prix des actions des firmes compétitrices.

²⁶ Voir Lehmann, (1975, pp 232-235).

*annonces des bénéfices sont faites*²⁷, ont utilisé une approche différente. Pour débuter, les firmes sont classées en portefeuille selon l'ordre dans lequel elles annoncent leurs bénéfices. Par la suite, les autres firmes du secteur industriel étudié sont classées en portefeuilles et sont donc considérées comme les firmes compétitrices. Ainsi, pour tester l'hypothèse nulle, le test-*t* de Student est appliqué sur les rendements anormaux cumulés des firmes compétitrices.

La méthode utilisée par Han et Wild (1997) pour calculer les rendements anormaux est la même que les auteurs précédents (équation 2). Les rendements anormaux sont calculés aux dates d'annonce pour les firmes annonçantes et les firmes compétitrices en utilisant le modèle de marché à un indice²⁸. Pour déterminer l'existence de transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices pour les firmes annonçantes et compétitrices, il faut regarder la relation entre les rendements anormaux de ces firmes. Les rendements anormaux sont mesurés par le rendement anormal cumulatif (CAR) calculé sur une période de trois jours {-1, 0, +1} autour de la date de l'annonce des bénéfices, c'est-à-dire $CAR_i = (\sum_{t=-1}^{+1} e_{i,t})$ où $e_{i,t}$ représentent les rendements anormaux pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices. Par ailleurs, pour déterminer la présence de transferts d'information, ils ont utilisé un second test, soit l'information reliée aux bénéfices des firmes annonçantes plutôt que les rendements anormaux. L'information transmise par les bénéfices (UE) est mesurée par la différence

²⁷ L'hypothèse nulle peut être aussi définie de cette façon : « les rendements anormaux cumulés (CAR) sont égaux à zéro ».

²⁸ Une simple régression par les moindres carrés ordinaires est utilisée par Han et Wild (1997).

entre les bénéfices annoncés par les firmes et les bénéfices prédis par les analystes(voir note 17).

De plus, Han et Wild (1997) ont innové en ce sens qu'ils ont examiné les transferts d'information de bénéfices conditionnels au fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices. Lorsqu'une firme révèle en premier ses bénéfices, les annonces de bénéfices des autres firmes qui suivront auront probablement tendance à faire varier faiblement le prix de l'action de la première firme annonçante. Dans un même ordre d'idées, les firmes qui annoncent leurs bénéfices vont générer un transfert d'information beaucoup plus important aux firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé. Finalement, ils vérifient comment les transferts d'information sont influencés par la relation entre l'ordre dans lequel l'annonce des bénéfices est faite et la révélation antérieure ou non des bénéfices par les firmes compétitrices.

Les résultats obtenus par Han et Wild (1997) pour le transfert d'information conditionnel à l'ordre de l'annonce des bénéfices démontrent que les firmes compétitrices réagissent négativement²⁹ aux annonces hâties des autres firmes alors que les annonces tardives ne permettent pas de discerner de réactions. Comme nous l'avons déjà mentionné, seules les premières et deuxièmes annonces sont significatives. Les résultats sur les transferts

²⁹Une réaction négative existe lorsque une bonne nouvelle pour une firme implique une mauvaise nouvelle pour les autres firmes du même secteur industriel. Cette réaction peut survenir si les gains limités du secteur industriel sont divisés entre les firmes compétitrices.

d'information conditionnels au fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices indiquent que si ces dernières n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices, il y a évidence d'une baisse significative dans la valeur boursière de ces firmes (rendements négatifs)³⁰. Il n'y a pas de transferts d'information négatifs lorsque les firmes ont déjà révélé leurs bénéfices. Finalement, ces résultats indiquent que les transferts d'information sont significatifs lorsque les deux éléments (l'ordre et le fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices) sont testés simultanément.

L'étude de Freeman et Tse (1992) tente d'analyser l'association entre les annonces hâtives des firmes et les annonces tardives de bénéfices des firmes d'un même secteur industriel. Selon ces auteurs, un transfert d'information existe si les nouvelles hâtives sur les bénéfices d'une firme peuvent être utilisées afin de prédire les bénéfices des annonceurs tardifs. Plus spécifiquement, ils veulent vérifier si les annonces hâtives vont faire réviser les prévisions de bénéfices faites par les annonceurs tardifs. Ainsi, plus la corrélation est forte entre les firmes qui annoncent de façon hâtive et tardive à l'ampleur de la variation des bénéfices annoncés par les firmes hâtives, plus l'ampleur des transferts d'information sera élevée.

Les résultats suggèrent que les investisseurs peuvent extraire de l'information des annonces tardives à partir des annonces hâtives. Ainsi, le prix

³⁰ Cette hypothèse est vérifiée seulement lorsque les annonces des bénéfices des firmes sont considérées comme hâtives, c'est-à-dire première ou deuxième.

des titres des annonceurs tardifs réagit significativement à l'information fournie par les annonceurs hâtifs du même secteur industriel et les plus fortes réactions sont constatées lors de la première annonce dans le secteur industriel.

ii) Bénéfices « surprises »³¹

Frost (1995), quant à lui, réexamine les transferts d'information intra-industriel associés avec les annonces des bénéfices trimestriels. Le but de cette étude est de tester trois hypothèses concernant l'association entre la structure industrielle et l'envergure des transferts d'information : (1) l'impact de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante sur le prix de son propre titre est corrélé avec l'envergure des transferts d'information ; que la force du transfert d'information est positivement corrélée avec (2) l'homogénéité du secteur industriel (*within-industry homogeneity*) et (3) la concentration industrielle. D'ailleurs, Schoderbeck (1995) et Graham et King (1996) utilisent dans leurs modèles les bénéfices surprises pour tester la présence de transferts d'information. Schoderbeck (1995) les utilisent comme variable indépendante dans son modèle des moindres carrés généralisés et Graham et King (1996) les utilisent pour créer la variable « *news*³² ».

³¹ Les bénéfices « surprises » (*unexpected earnings*) est la différence entre les bénéfices actuels (RE) et les bénéfices espérés (EE) que l'on peut standardiser de diverses façons. La détermination des bénéfices espérés se fait à l'aide d'un modèle en séries temporelles (*time series*) ou avec les prévisions des analystes financiers. $UE_{j,t,q} = (RE_{j,t,q} - EE_{j,t,q})$ où j = firme, t = année et q = trimestre

³² « *News* » est utilisée comme « *proxy* » pour l'information fournie lors de l'annonce des bénéfices.

Dans le modèle de transferts d'information de Frost (1995), les hypothèses testées simultanément dans les recherches de transferts d'information sont : (1) les signaux³³ d'une firme transmettent de nouvelles informations à propos des firmes non-annonçantes et que (2) les marchés réagissent rapidement à cette information. Les signaux d'information des firmes annonçantes peuvent être pertinents pour les firmes non-annonçantes de deux manières différentes. Premièrement, les nouvelles financières peuvent refléter un changement dans la structure de marché d'un même secteur industriel; deuxièmement, elles peuvent transmettre de l'information à propos des conditions économiques auxquelles fait face l'industrie. La théorie de l'organisation industrielle (voir Shepherd, 1985) suggère que l'envergure des transferts d'information soit plus grande dans les secteurs industriels qui sont homogènes et fortement concentrés. Si les firmes sont très cointégrées en termes de ces conditions économiques, leurs performances financières devraient donc être similiaries, *ceteris paribus*.

Frost (1995) montre également que les conclusions à propos du transfert d'information peuvent dépendre de la méthode utilisée. Premièrement, les inférences basées sur les estimateurs directionnels et non-directionnels devraient être interprétés avec précaution car ils peuvent amplifier la signification du transfert d'information. Deuxièmement, les résultats basés sur les modèles qui incluent les régresseurs corrélés avec le signal d'information peuvent amoindrir la signification du transfert d'information. Troisièmement, certaines conclusions

³³ Comme exemple de signal, Frost (1995) utilise les bénéfices « surprises ».

concernant le transfert d'information basé sur les estimateurs sont difficiles à interpréter lorsque de multiples effets surviennent conjointement et que leurs influences combinées sont inconnues. Une approche alternative proposée par Frost (1995) est d'estimer directement le signal d'information. Les inférences basées sur cette approche sont moins sensibles aux hypothèses de la covariance des aléas et de la simultanéité. En accord avec la théorie de l'organisation industrielle), l'envergure du transfert d'information au niveau industriel est positivement corrélée avec les *proxies* utilisées pour représenter l'homogénéité et la concentration d'un secteur industriel. De même, les plus grands transferts d'information sont enregistrés pour les firmes qui réagissent davantage à leur propre révélation des bénéfices.

iii) Taille et environnement

Graham et King (1996) ont testé la relation entre la quantité d'information disponible avant le moment de l'annonce des bénéfices d'une firme (l'environnement d'information d'une firme) et l'étendue des transferts d'information. Les «*proxies*» utilisées pour l'environnement d'information d'une firme sont : la présence d'annonces de bénéfices antérieurs, la taille de la firme (la valeur marchande des fonds propres ou l'actif total), le nombre d'articles des autres firmes du même secteur industriel qui apparaissent dans le *Wall Street Journal* et l'historique de la corrélation des bénéfices entre les firmes d'un même secteur industriel.

Graham et King (1996) obtiennent comme résultats que les rendements des firmes annonçantes sont positivement reliés aux bénéfices surprises et négativement reliés à la taille de la firme. Ces résultats sont cohérents avec les études antérieures qui affirment que le niveau de pré-dévoilement d'informations publiques est négativement relié aux réactions de prix lors d'annonces de bénéfices. Plus la valeur de marché est petite pour les firmes non-annonçantes, plus la réaction des prix est grande. Par ailleurs, plus il y a d'articles sur les firmes qui ont paru avant les annonces, plus la réaction des prix des firmes non-annonçantes est grande. Les firmes non-annonçantes affichent une variation de prix significative lors des annonces mais seulement lorsqu'elles n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices. Les transferts expliquent très peu le rendement des titres des firmes non-annonçantes. Spécifiquement, les transferts d'information sont meilleurs lorsque les firmes non annonçantes n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices, lorsqu'elles sont de petite taille et qu'il existent peu d'articles de nouvelles concernant les firmes d'une industrie.

D'autres auteurs font aussi référence à la taille des firmes dans leurs modèles pour tester l'existence de transferts d'information. Premièrement, Foster (1981) et Schoderbeck (1995) classent leurs firmes selon qu'elles sont considérées firmes dominantes ou non dans leur secteur industriel. Deuxièmement, Grant (1980) et Atiase (1985) ont démontré que la réaction du marché à l'annonce des bénéfices diffère selon la taille des firmes (Atiase a

utilisé la capitalisation du marché et Grant a utilisé « *a major exchange listing vs. over the-counter-listing* »; ces types de listing sont corrélés avec la taille de la firme). L'argument d'Atiase (1985) et de Grant (1980) concernant l'utilisation de la taille des firmes dans les modèles est que les firmes de grande taille possèdent plus de sources d'information externes que les firmes de petite taille. Ainsi, cela suggère donc que la taille des firmes non-annonçantes peut être un facteur significatif dans la vérification des déterminants de transferts d'information. D'après cet argument, Atiase (1985) et al. concluent que la réaction de prix des firmes de petite taille est plus forte que celle des grandes firmes car il y a moins d'information publique disponible pour les investisseurs. Ainsi, on peut donc s'attendre à ce que les transferts d'information soient plus importants pour les petites firmes. D'ailleurs, Foster (1981) mentionne deux arguments pour l'unique utilisation de firmes de grande taille dans l'échantillon : (1) les firmes de grande taille, comparativement aux firmes de petite taille, auront tendance à engendrer de plus grandes variations dans les parts de marché du secteur industriel et (2) dans certains secteurs industriels, le marché géographique desservi par ces firmes est plus homogène que celui des firmes de petite taille.

C) Transferts d'information lors de l'annonce d'autres signaux

Dans cette section, les études recensées montrent qu'il existe d'autres signaux lors de l'annonce des bénéfices qui peuvent transmettre de l'information. Les signaux traités sont les prévisions des gestionnaires (*management forecasts*) et les données industrielles (micro-économique).

i) Prévisions des gestionnaires

L'étude de Pyo et Lustgarden (1990) suggèrent que la quantité d'information à propos d'une firme transmise par la prévision de la direction d'une autre firme du même secteur industriel dépend de la covariance des bénéfices entre les deux firmes et de la variance des bénéfices de la firme qui fait la prévision. L'intuition sous-jacente à ceci repose sur le fait que la covariance reflète la relation compétitive entre les firmes et la variance représente le bruit contenu dans la prévision. Lorsque la variance et la covariance sont incluses dans la régression, les rendements anormaux des firmes non-prévisionnelles sont associés avec les rendements anormaux des firmes prévisionnelles. L'effet de révélation d'information par un membre de l'industrie sur les prix des titres des autres firmes est appelé transfert d'information intra-industriel. L'étude identifie des transferts d'information différentiels, firme par firme, associés avec les prévisions de bénéfices de la direction. Finalement, les auteurs trouvent que la quantité d'information transférée est négativement reliée avec la variance des bénéfices de la firme prévisionnelle qui reflètent le bruit contenu dans la prévision (hypothèse soutenue). Plus il existe de transferts d'information, plus le bruit dans les prévisions est petit, signifiant que les erreurs entre les prévisions et les bénéfices actuels sont faibles. Dans ce cas, les investisseurs vont faire confiance aux prévisions et la quantité d'information transmise sera grande.

De plus, les résultats de Han, Wild et Ramesh (1989) démontrent que lorsqu'on corrige pour la covariance des résidus en coupe instantanée de nouveaux résultats de transferts d'information surviennent lors de prévisions de la direction. En premier lieu, il y a évidence d'une augmentation de la volatilité du prix pour les autres firmes du même secteur industriel que la firme prévisionnelle ; le comportement des rendements des firmes non-prévisionnelles est non-relié (en ampleur ou direction) au comportement du rendement de la firme prévisionnelle ou à l'information sur les bénéfices prédis et finalement, il y a évidence d'un rendement positif, en moyenne, pour les firmes non-prévisionnelles au moment de l'annonce de la prévision. Ce papier supporte les résultats de Baginski (1987) : (1) il y a preuve consistante sur l'existence d'un effet de transferts d'information par les bénéfices prédis par la direction, (2) les réactions de prix des actions des firmes non-prévisionnelles sont positivement associées avec la variation des bénéfices espérés transmise par une prévision de la direction concernant les bénéfices, et ce, en termes du signe et de l'ampleur. Les résultats sont également cohérents avec ceux obtenus par Foster (1981) pour l'annonce des bénéfices actuels.

Pownall et Waymire (1989) étudient la relation entre les décisions volontaires de révéler les prévisions des bénéfices et les transferts d'information associés aux bénéfices. Ils ont trouvé que leur échantillon de firmes non-prévisionnelles recevait des transferts d'information lors d'annonces de bénéfices des autres membres industriels. Cependant, ces effets étaient beaucoup plus

faibles ou presques inexistantes pour les firmes prévisionnelles. Selon Pownall et Waymire (1989), la décision de révéler ces prévisions peut être représentée en deux étapes. La première étape consiste, pour le gestionnaire, à déterminer si révéler l'information sur l'entreprise est nécessaire. Par la suite, il doit décider quel type d'information il veut divulguer. L'information qui est le plus couramment révélée est la prévision des bénéfices de la firme. Par ailleurs, les gestionnaires peuvent divulguer leurs rapports périodiques des ventes ou la décision concernant le rachat des actions de leur firme. Suite à la décision de révéler les prévisions des bénéfices, les gestionnaires ont la possibilité de divulguer publiquement l'information par le biais d'un communiqué de presse ou de le faire de manière privée en transmettant l'information aux analystes. À la deuxième étape, étant donné la décision de divulguer publiquement les prévisions des bénéfices, les gestionnaires font face à des choix concernant la forme de leurs prévisions, l'horizon temporel de leurs prévisions et le moment à laquelle l'information devrait être divulguée. En ce qui concerne la forme des prévisions, les gestionnaires ont la possibilité de révéler de l'information quantitative (par exemple: le bénéfice par action sera de tel montant cette année) ou de l'information qualitative (par exemple: les bénéfices de cette année seront excellents). De plus, les gestionnaires peuvent faire des prévisions sur différents horizons temporels (par exemple: trimestrielles ou annuelles).

Pourquoi les firmes décident-elles volontairement de révéler leurs prévisions? Selon Pownall et Waymire (1989), ceci est probablement dû au fait

que les gestionnaires veulent ajuster les prévisions des investisseurs sur les bénéfices futurs. On se doit alors de poser comme hypothèse que les administrateurs possèdent de nouvelles informations qui ne sont pas encore reflétées dans le prix pour avoir l'incitation de révéler les bénéfices. Logiquement, il est peu probable que les dirigeants soient prêts à contracter d'autres coûts de révélation pour transmettre de l'information disponible aux investisseurs à travers d'autres sources.

En ce qui a trait au facteur de quantité d'information, il est fort probable que l'annonce des bénéfices par une entreprise procure plus d'information sur la situation d'un compétiteur pour lequel il existe moins d'information accessible par l'intermédiaire de sources alternatives. En d'autres termes, si les investisseurs peuvent utiliser des sources alternatives d'information pour se former une opinion sur la situation d'une entreprise, ils auront moins tendance à inférer la position d'une entreprise en utilisant l'annonce d'une autre entreprise du même secteur. La teneur des transferts d'information dépendra donc de la couverture médiatique d'un secteur donné ou d'une entreprise donnée au sein du secteur.

ii) Données industrielles (micro-économique)

Olsen et Dietrich (1985) examinent les transferts d'information verticaux entre les chaînes de magasins de détail et leurs fournisseurs. Ils affirment que les annonces de ventes mensuelles des magasins à rayons traditionnels et des

magasins à rabais peuvent fournir de l'information que les investisseurs pourront utiliser pour réviser leurs estimations quant au niveau d'activité des fournisseurs. En examinant l'association entre l'annonce des ventes des détaillants et la variation de prix des titres de leurs fournisseurs et des autres firmes du secteur industriel qui fournissent l'industrie du détail, cette étude fournit l'évidence de transferts d'information verticaux spécifiques à une firme et à l'industrie.

La vérification empirique de la variation contemporaine des prix des titres des détaillants, ni de leurs fournisseurs révèle trois résultats. Premièrement, il y a une relation entre les valeurs extrêmes des variations du prix des titres des fournisseurs et du détaillant autour du moment de l'annonce des ventes des détaillants. Deuxièmement, cette association n'est pas présente au moment où ni les détaillants et leurs fournisseurs révèlent de l'information. Ce résultat suggère que l'annonce des ventes est la source de la relation entre les rendements des titres observés. Finalement, les détaillants et fournisseurs du même secteur industriel auront des variations de prix des titres significatives durant les périodes d'annonces des ventes où les détaillants ont une grande variation de prix des titres.

D) Sommaire de la revue de la littérature

Les études traitées dans cette revue de littérature ont permis au lecteur de distinguer les différents types de signaux qui engendrent des transferts d'information ainsi que les déterminants qui influencent leur envergure. En ce qui concerne la direction et l'existence des transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices. Foster (1981) a été un des premiers à montrer leur existence entre les firmes d'un même secteur industriel. Par ailleurs, Foster (1981), Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997) ont trouvé qu'en moyenne les transferts d'information étaient directionnels. De plus, ces auteurs ont vérifié si l'un des déterminants de l'ampleur des transferts d'information était le moment de l'annonce des bénéfices d'une firme relativement aux dates d'annonce des autres firmes du même secteur industriel. Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997), à l'inverse de Foster (1981), ont trouvé que le moment de l'annonce était un des déterminants de l'ampleur des transferts d'information.

L'étude de Han et Wild (1997), à vérifier si les transferts d'information 1) dépendent de l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices sont faites, 2) dépendent du fait que les firmes compétitrices aient ou non déjà annoncé leurs bénéfices et 3) sont influencés par la relation entre l'ordre dans lequel l'annonce des bénéfices est faite et la révélation antérieure ou non des bénéfices par les firmes compétitrices. Les résultats obtenus par ces auteurs permettent de supporter toutes leurs hypothèses. Plus spécifiquement, ils trouvent que seules les

premières et deuxièmes annonces sont significatives. Si les firmes compétitrices non pas encore annoncé leurs bénéfices, Han et Wild (1997), détectent une baisse significative dans la valeur boursière de ces firmes. Il n'existe pas de transferts d'information lorsque les firmes ont déjà annoncé leurs bénéfices. Finalement, les résultats indiquent que les transferts d'information sont significatifs lorsque les deux éléments (l'ordre et le fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices) sont testés simultanément.

Nous faisons grâce dans ce sommaire, des études qui se concentrent sur d'autres déterminants (bénéfices surprises, taille et environnement) et signaux (prévisions des gestionnaires, données industrielles) pouvant influencer l'ampleur des transferts d'information, outre ceux présentées ci-haut, car ce sont des avenues peu explorées au sein de notre recherche. Par ailleurs, des tableaux récapitulatifs sur chaque étude sont présentés à l'annexe A.

SECTION 3

Hypothèses

Nos hypothèses de recherche peuvent être énoncées comme suit :

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 compétiteurs devrait être affecté par l'annonce. Cette hypothèse teste l'existence des transferts d'information dans un contexte canadien. Le cours boursier des firmes compétitrices devraient être affecté car, lorsqu'une firme annonce ses bénéfices, elle fournit aux investisseurs de l'information sur les firmes compétitrices 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 compétiteurs.

En d'autres termes, on s'attend à ce qu'en moyenne, la direction de l'effet sur le cours boursier des compétiteurs soit la même que la direction de l'effet de l'annonce sur le cours boursier de l'entreprise qui annonce ses bénéfices. On s'attend à ce résultat car, les premières annonces de bénéfices sont utilisées comme référence 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 compétitrices car, elle leur transmettra comme information que le secteur industriel se porte bien (ou mal). L'hypothèse alternative est à l'effet que la réaction des firmes compétitrices sera inversement reliée à l'annonce des bénéfices. Ainsi, une annonce de bénéfices positive (ou

négative) affectera le cours boursier des firmes compétitrices négativement (ou positivement).

H₃ : 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 compétiteurs est moins significatif si l'annonce des bénéfices n'est pas parmi les premières effectuées pour un secteur donné. On s'attend à ce résultat car, plus une entreprise annonce ses bénéfices hâtivement, plus les transferts d'information (rendements anormaux) seront élevés parce qu'elle communique aux marchés de la nouvelle information. Elle transmet de l'information sur les autres firmes de son secteur et par le fait même sur son secteur industriel comparativement à une firme qui annonce en dernier.

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 compétiteurs est significatif si et seulement si les compétiteurs 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 compétitrices du même secteur industriel car elles ont déjà communiqué toute leur l'information pertinente aux marchés.

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 bénéfices

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 bénéfices peuvent influencer l'envergure des transferts d'information.

SECTION 4

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 1996; 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 suivants :

(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 annuels 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 firmes³⁴. Ce critère est d'une grande importance car nous nous intéressons aux annonces des bénéfices annuels ou annonces du quatrième trimestre limitant par le fait même la taille de l'échantillon. De plus, si les dates de fin d'année fiscale 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

³⁴ 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

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. Par ailleurs, une description plus détaillée des secteurs industriels est présentée dans l'annexe B. De plus, le tableau 2 présente une description détaillée de l'échantillon après avoir été filtré par les critères de sélection mentionnés ci-haut.

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
<hr/> Nombre Moyen de Firmes par Secteurs		4,3
<hr/> Nombre Total de Secteurs		24

TABLEAU 2
Critères de sélection de l'échantillon

Nombre de firmes (début)	133
(-) Nombre de firmes non-listées par StockGuide	4
<i>Federal Industries CL "A" (FIL.A) Hees Int'l Bancorp Inc. (HIL) Hemlo Gold Mines Inc. (HEM) Metall Minning Corp. (MLM)</i>	
(-) Nombre de firmes qui sont seules dans leur secteur	9
<i>Sic 31 - Magna Int'l (MG.A) Sic 34 - Seagram Cie (VO) Sic 47 - Finning Limited (FTT) Sic 55 - Varity Corp. (VAT) Sic 56 - Derlan Industries (DRL) Sic 62 - Bombardier (BBD.B) Sic 79 - Maritime Telegraph (MTT) Sic 95 - Investors Group (GWO) Sic 96 - Great West (IGI)</i>	
(-) Nombre de firmes avec une date d'année fiscale différente de la date principale	9
<i>Sic 26 - Tembec Inc. (TBC.A) Sic 37 - Dominion Textile (DTX) Sic 39 - Imasco Limited (IMS) Sic 39 - Rothmans Inc. (ROC) Sic 70 - CAE Inc. (CAE) Sic 70 - Mitel Corp. (MLT) Sic 81 - Shaw Communication (SCL.B) Sic 81 - Videotron Groupe Lt (VDO) Sic 97 - FCA Int'l (FC)</i>	
(-) Nombre de firmes avec des données manquantes	7
<i>Sic 11 - Minnova Inc. (MVA) Sic 13 - Wharf Resources (WFR) Sic 16 - Total Petroleum North America (TPN) Sic 27- Jannock Corp. Ltd. Special (JN) Sic 77 - Atco Ltd (ACO.X) Sic 77 - Canadian Utilities (CU.X) Sic 80 - CFCF Inc (CF)</i>	
Nombre de firmes (fin)	104

SECTION 5

Méthodologies et modèles empiriques

Dans cette section, nous expliquons les méthodologies et les modèles utilisés pour tester nos cinq hypothèses. (1) calculer les rendements anormaux, (2) vérifier l'existence et la direction des transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices d'une firme, (3) vérifier si les transferts d'information pour les premières annonces sont plus significatifs et moins significatifs pour les annonces subséquentes. De plus, nous vérifions (4) si les transferts d'information ne sont significatifs que pour les entreprises qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices et (5) si les transferts d'information sont conjointement expliqués par l'ordre dans lequel les annonces sont faites et le fait que les firmes n'ont pas annoncé leurs bénéfices.

i) Méthodologie et modèle empirique pour le calcul des rendements anormaux

Pour faciliter les comparaisons, la méthodologie utilisée pour calculer les rendements anormaux est semblable aux études antérieures (Foster 1981, Clinch et Sinclair 1987, Han et Wild 1997)³⁵. Elle consiste en premier lieu à scinder l'échantillon en deux (firmes annonçantes et firmes non-annonçantes). Par la suite, on calcule le rendement des firmes (R_{it}) de la façon suivante :

$$R_{it} = \ln[(\text{prix}_{t+1} + \text{dividende})/ \text{prix}_t]$$

Nous transformons les rendements en logarithme pour plusieurs raisons. Cette transformation améliore la distribution normale des rendements, élimine les

valeurs négatives et permet de convertir plus facilement les rendements quotidiens en des rendements hebdomadaires ou mensuels. Troisièmement, on estime par les moindres carrés ordinaires (MCO) les paramètres du modèle de marché (MM) durant la période d'estimation τ . Il est important de mentionner qu'une régression est menée pour chaque firme sur toute la période (1988 à 1994). Ainsi, nous obtenons un total de 104 régressions avec 2007 observations.

Le modèle utilisé est le suivant :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Où $i = 1$ à 104
 $\tau = 1988$ à 1994

R_{it} = le rendement du titre i à la journée τ

R_{mt} ³⁵ = le rendement du marché à la journée τ

α_i = la constante estimée par l'équation

β_i = la sensibilité du titre i au marché

ε_{it} = un terme d'erreur

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

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (5)$$

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

³⁵ Une discussion des modèles alternatifs suivra dans la section « Limites ».

³⁶ R_{mt} est calculé selon la capitalisation de chaque entreprise composant l'indice (« *value-weighted* »).

Finalement, pour calculer les rendements anormaux de chaque firme aux dates d'annonces respectives, on calcule les rendements anormaux cumulés sur un intervalle événementiel de trois jours {-1, 0 et +1} c'est-à-dire $CAR_i = (\sum_{t=-1}^{+1} AR_{i,t})$ où $AR_{i,t}$ représentent le rendement anormal pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices³⁷. 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 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 montré qu'il n'existe pas de différences significatives dans les paramètres estimés ($\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$). Le tableau 3, présente un sommaire des statistiques par secteur industriel sur les paramètres ($\hat{\beta}_i$) et les R^2 estimés par le modèle de marché. Utilisant les deux méthodes, Foster (1981), a démontré qu'il n'existe pas de différences significatives dans les paramètres estimés ($\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$). Le tableau 3, utilisant les deux méthodes, Foster (1981), a démontré qu'il n'existe pas de différences significatives dans les paramètres estimés ($\hat{\alpha}_i$ et $\hat{\beta}_i$). Le tableau 3 présente un sommaire des statistiques par secteur industriel sur les paramètres ($\hat{\beta}_i$) et les R^2 estimés par le modèle de marché.

³⁷ Comme l'étude de Han et Wild (1997), nous utilisons un intervalle événementiel de trois jours pour vérifier si l'effet de l'annonce des bénéfices sur les firmes pouvait être anticipé par le public ainsi que pour vérifier si l'effet persiste après que l'annonce soit faite.

TABLEAU 3
Sommaire des statistiques par secteurs industriels

SIC ^a	Secteurs industriels	Nb. de firmes	Taille moyenne du secteur ('000\$) ^b	Moyenne de bêta i	Moyenne du R ²
SIC-10	Integrated Mines	6	\$7 130 167	1,014	0,429
SIC-11	Mining	6	\$600 615	0,789	0,023
SIC-13	Gold and Precious	8	\$789 525	1,096	0,047
SIC-16	Integrated Oils	2	\$8 467 000	0,598	0,098
SIC-18	Oil and Gas Produce	14	\$1 887 010	0,140	0,014
SIC-21	Oil and Gas, Mining	2	\$244 397	1,040	0,036
SIC-23	Pipelines	2	\$6 469 149	0,613	0,034
SIC-26	Paper and Forest Product	11	\$6 229 111	0,950	0,193
SIC-27	Building Material	2	\$521 708	0,870	0,073
SIC-32	Breweries and Beverage	2	\$2 354 170	0,652	0,153
SIC-36	Food Processing	2	\$209 691	0,696	0,018
SIC-37	Household Goods	4	\$468 077	0,770	0,059
SIC-41	Department Stores	2	\$3 275 134	0,706	0,087
SIC-42	Food Stores	3	\$3 481 200	0,742	0,158
SIC-44	Hospitality	2	\$675 587	0,855	0,101
SIC-46	Speciality Stores	3	\$1 026 717	0,585	0,067
SIC-52	Chemicals	3	\$3 754 062	0,769	0,117
SIC-60	Steel Producers	6	\$1 913 781	0,668	0,058
SIC-70	Technology - Hardware	3	\$6 106 921	1,041	0,215
SIC-80	Broadcasting	4	\$440 021	0,450	0,098
SIC-83	Publishing and Printing	4	\$3 028 042	0,925	0,168
SIC-90	Banks and Trusts	7	\$150 054 602	0,844	0,207
SIC-97	Financial Management	2	\$29 199 259	0,845	0,126
SIC-98	Conglomerates	4	\$20 951 299	1,058	0,243

a) "Standard Industrial Code"

b) La taille est déterminée en calculant la moyenne de l'actif total (en milliers de dollars) de chaque firme par secteur industriel et par année,

ii) Méthodologie et modèle empirique pour tester l'existence et la direction des transferts d'information (test « non-directionnel » et directionnel)

Premièrement, 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 H₁, 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 savoir 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 H₁ et H₂ de cette étude nous avons construit un modèle linéaire 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 :

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

où i = 1 à 104

j = 1 à 104

t = 1988 à 1994;

CAR_{i,j,t} = correspond aux rendements anormaux moyens des firmes à l'annonce des bénéfices au temps *t*.

$ABE_{i,j,t} = 1$ si $i = j, \forall i, j, t$
 correspond à l'annonce de bénéfices faite par la firme annonçante i au temps t .
 = 0 sinon.

$ABC_{i,j,t} = 1$ si $i \neq j, \forall i, j, t$
 correspond à la réaction des firmes compétitrices j à l'annonce de bénéfices de la firme i au temps t .
 = 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 annonçante i .

$\varepsilon_{i,j,t}$ = correspond au terme d'erreur du modèle.

Pour estimer ce modèle nous utilisons, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et de plus, il est important de mentionner que notre modèle n'inclut pas de constante car la somme des variables indépendantes égale un (combinaison linéaire). Ainsi, en excluant la constante notre modèle ne tombe pas dans « *the dummy variable trap* ». L'ingéniosité est d'inclure des variables dichotomiques dans ce modèle afin qu'il permette d'aller chercher respectivement aux dates d'annonces les rendements anormaux des firmes annonçantes et ceux des firmes non-annonçantes (ou compétitrices) d'un secteur industriel commun. Les statistiques descriptives des variables du modèle sont présentées dans l'annexe C.

Pour tester l'hypothèse H_1 de l'étude, on teste contre l'hypothèse nulle « les CAR des firmes compétitrices sont égaux à zéro lors de l'annonce des

bénéfices d'une firme dans le secteur ». Si le coefficient (β) de la variable ABC est significatif, nous pouvons conclure qu'en moyenne les firmes non-annonçantes ou compétitrices 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 compétiteurs (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 on obtient 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 H_2 . 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 H_2 .

iii) Méthodologie et modèle empirique pour tester si les transferts d'information pour les premières annonces sont plus significatifs et moins significatifs pour les annonces subséquentes

Dans cette section, nous voulons vérifier si l'envergure des transferts d'information dépend de l'ordre dans lequel les annonces des bénéfice sont faites. 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 compétitrices 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 H₃, 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,...ABE5³⁸ 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.

$$\text{CAR}_{i,j,t} = \alpha_m \text{ABE } m_{i,j,t} + \beta_m \text{ABC } m_{i,j,t} + \epsilon_{i,j,t} \quad (\text{MODÈLE 2})$$

où i = 1 à 104

j = 1 à 104

³⁸ 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'agrégier 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).

$m = 1 \text{ à } 5$
 $t = 1988 \text{ à } 1994;$

$CAR_{i,j,t}$ = correspond aux rendements anormaux moyens des firmes i à l'annonce des bénéfices au temps t .

$ABE m_{i,j,t} = 1 \quad \text{si } i = j, \forall i, j, t$
correspond à l'annonce des bénéfices d'ordre m faite par la firme annonçante i au temps t .
 $= 0 \quad \text{sinon}$

$ABC m_{i,j,t} = 1 \quad \text{si } i \neq j, \forall i, j, t$
correspond à la réaction des firmes compétitrices j lors de l'annonce des bénéfices d'ordre m de la firme annonçante i au temps t .
 $= 0 \quad \text{sinon}$

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 d'ordre m de la firme annonçante i .

$\varepsilon_{i,j,t}$ = 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 .

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 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)³⁹.

Par ailleurs, pour tester l'hypothèse H_3 , nous posons comme hypothèse nulle que « les CAR des firmes compétitrices sont égaux à zéro lors de l'annonce des bénéfices d'une firme dans le secteur ». 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.

³⁹ Ceci diffère de Foster (1981), Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997) qui excluent la période où on a un chevauchement. Cette contrainte limiterait énormément notre échantillon (52 chevauchements). Nous rediscuterons de ce problème dans la section « limites »

iv) Méthodologie et modèle empirique pour tester si les transferts d'information ne sont significatifs que pour les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices

La quatrième hypothèse (H_4) posée est que l'effet d'une annonce sur le cours boursier des compétiteurs est significatif si et seulement si les compétiteurs n'ont pas effectué l'annonce de leurs propres bénéfices. D'après l'étude de Han et Wild (1997), les transferts d'information diffèrent selon qu'une firme compétitrice ait ou non déjà annoncé ses propres 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 compétitrices du même secteur industriel, car elles ont déjà communiqué toute leur l'information pertinente aux marchés.

Ainsi pour vérifier l'hypothèse H_4 , 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.

$$CAR_{i,j,t} = \alpha ABE_{i,j,t} + \delta ABC Y_{i,j,t} + \beta ABC N_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (\text{MODÈLE 3})$$

où $i = 1$ à 104

$j = 1$ à 104

$t = 1988$ à 1994;

$CAR_{i,j,t}$ = correspond aux rendements anormaux moyens des firmes à l'annonce des bénéfices au temps t .

$ABE_{i,j,t} = 1$	si $i = j, \forall i, j, t$
	correspond à l'annonce des bénéfices faite par la firme annonçante i au temps t dans le secteur industriel z.
$= 0$	sinon.
$ABCY_{i,j,t} = 1$	si $i \neq j, \forall i, j, t$
	correspond à la réaction des firme compétitrices j qui ont déjà annoncé leurs bénéfices au moment de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante i au temps t .
$= 0$	sinon
$ABCN_{i,j,t} = 1$	si $i \neq j, \forall i, j, t$
	correspond à la réaction des firmes compétitrices j qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices au moment de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante i au temps t .
$= 0$	sinon

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 de la firme annonçante i .

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 de la firme annonçante i .

$\varepsilon_{i,j,t}$ = correspond au terme d'erreur du modèle.

Ainsi, pour estimer ce modèle, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) est utilisée. Par la suite, pour tester l'hypothèse H_4 , nous posons comme hypothèse nulle que « les CAR des firmes compétitrices sont égaux à zéro lors de l'annonce des bénéfices d'une firme dans le secteur ». Alors, 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*. Alors, 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 H₄ est vérifiée.

v) Méthodologie et modèle empirique pour tester si les transferts d'information sont conjointement expliqués par l'ordre de l'annonce et le fait que les firmes n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices

Lorsqu'une firme révèle en premier ses bénéfices, 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 toute son information au marché. Dans un même ordre d'idées, les firmes qui annoncent leurs bénéfices vont générer un transfert d'information beaucoup plus important aux firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé. Han et Wild (1997) montrent que les firmes compétitrices qui ont déjà annoncé leurs bénéfices 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. Ainsi, pour vérifier si les transferts d'information sont conjointement expliqués par l'ordre de

l'annonce et le fait que les firmes n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices, 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 bénéfices. La variable indépendante reste la même, soit CAR.

$$\text{CAR}_{i,j,t} = \alpha_m \text{ABE } m_{i,j,t} + \delta_m \text{ABC Y } m_{i,j,t} + \beta_m \text{ABC N } m_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \text{ (MODÈLE 4)}$$

où $i = 1$ à 104

$j = 1$ à 104

$m = 1$ à 5

$t = 1988$ à 1994;

$\text{CAR}_{i,j,t}$ = correspond aux rendements anormaux moyens des firmes à l'annonce des bénéfices au temps t .

$\text{ABE } m_{i,j,t} = 1$ si $i = j$, $\forall i, j, t$
 correspond à l'annonce des bénéfices d'ordre m faite par la firme annonçante i au temps t .
 = 0 sinon.

$\text{ABC } mY_{i,j,t} = 1$ si $i \neq j$ et $m > j$, $\forall i, j, t$
 correspond à la réaction des firmes compétitrices j qui ont déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices d'ordre m de la firme annonçante i au temps t .
 = 0 sinon

$\text{ABC } mN_{i,j,t} = 1$ si $i \neq j$ et $m < j$, $\forall i, j, t$
 correspond à la réaction des firmes compétitrices j qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices lors de l'annonce des bénéfices d'ordre m de la firme annonçante i au temps t .
 = 0 sinon

Ainsi, α_m = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes annonçantes i 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 d'ordre m de la firme annonçante i .

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

$\varepsilon_{i,j,t}$ = correspond au terme d'erreur du modèle.

Ainsi, pour estimer ce modèle, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) est utilisée. Par la suite, pour tester cette cinquième hypothèse, nous posons comme hypothèse nulle que « les CAR des firmes compétitrices sont égaux à zéro lors de l'annonce des bénéfices d'une firme dans le secteur ». Alors, pour déterminer si les transferts d'information sont conjointement expliqués par l'ordre de l'annonce et le fait que les firmes n'ont 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.

SECTION 6

RÉSULTATS

Dans cette section, nous analysons les résultats obtenus pour chacune des hypothèses testées (les hypothèses sont énoncées à la section 3 de l'étude). Ainsi, nous pourrons vérifier si nos résultats sont sensiblement les mêmes que ceux obtenus par Han et Wild (1997).

i)Existence et direction des transferts d'information

Dans cette sous-section, en premier lieu on examine 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 H₁, nous voulons détecter empiriquement si une firme qui annonce ses bénéfices procure de l'information au marché sur sa propre performance financière. Deuxièmement, on vérifie si les rendements anormaux associés à l'entreprise annonçant les bénéfices sont positivement reliés aux rendements anormaux enregistrés par ses compétiteurs. Les résultats obtenus pour le modèle 1 sont présentés dans le tableau 4.

Ainsi, en analysant les résultats du tableau 4 nous pouvons conclure qu'il existe bien des transferts d'information pour la firme compétitrice (ABC) lorsque la firme annonçante (ABE) annonce ses bénéfices annuels. Les rendements anormaux pour les firmes compétitrices 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) obtenu pour la variable ABC

TABLEAU 4
Résultats sur l'existence et la direction des transferts d'information^{a,b,c}

R ²		Modèle 1		t	Sig.
		Coefficients	Écart-Types		
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. On calcule les rendements anormaux cumulés sur un intervalle événementiel de trois jours {-1, 0 et +1} c'est-à-dire $CAR_i = (\sum_{t=-1}^{+1} AR_{i,t})$ où $AR_{i,t}$ représentent le rendement anormal pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices.

b) *** Statistiquement significatif à 1% (0,01), test bilatéral.

c) $ABE_{i,j,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } i = j, \forall i, j, t \\ 0 & \text{correspond à l'annonce de bénéfices faite par la firme annonçante } i \text{ au temps } t. \\ & \text{sinon.} \end{cases}$

$ABC_{i,j,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \neq j, \forall i, j, t \\ 0 & \text{correspond à la réaction des firmes compétitrices } j \text{ à l'annonce de bénéfices de la firme } i \text{ au temps } t. \\ & \text{sinon} \end{cases}$

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) on ne peut 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 différent de zéro (test- $t = -0,234$), nous ne pouvons conclure à l'existence d'une réaction à l'annonce des bénéfices. Notre analyse de sensibilité

à la section suivante indique toutefois que la réaction est positive et significative pour les firmes de petite taille et non significative pour les firmes de grande taille.

Ainsi, pour résumer les résultats des tests 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.

Par ailleurs, pour vérifier si la direction de l'effet sur le cours boursier des compétiteurs est la même que la direction de l'effet de l'annonce sur le cours boursier de l'entreprise qui annonce ses bénéfices, nous regardons le signe des coefficients pour les variables ABE et ABC. Ainsi, pour conclure l'existence d'effet directionnel, le signe des coefficients se doit d'être identique. Malheureusement, nous ne pouvons pas conclure l'existence d'effet directionnel car, le coefficient de la variable ABE n'est pas significatif. Par le fait même, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée. Toutefois, il est dans la même direction que le signe des firmes de petite taille (voir tableau 8).

Les différences obtenues dans les résultats par rapport à ceux obtenus par Foster (1981), Clinch et Sinclair (1987) et Han et Wild (1997) peuvent être expliquées par quatre principales raisons. Premièrement, contrairement à la littérature étudiée nous prenons des annonces de bénéfices annuelles plutôt que trimestrielles. Ainsi, cette différence restreint le nombre d'annonces de bénéfices. Deuxièmement, le fait de pas prendre en considération l'ordre de l'annonce des

bénéfices peut influencer les résultats obtenus pour la variable ABC. Troisièmement, ne pas distinguer les types d'annonces de bénéfices (bonnes, mauvaises ou neutre) peut influencer les résultats. Par exemple, si dans notre échantillon la majorité des annonces de bénéfices sont mauvaises alors la probabilité que le signe du coefficient de la variable ABE soit négatif est élevée (Ball et Brown 1968). Il aurait été intéressant de vérifier la proportion d'annonces de bénéfice négatives par rapport aux annonces de bénéfice positives. Quatrièmement, la taille des firmes peut influencer l'envergure des rendements anormaux lors de l'annonce des bénéfices. On s'attend à ce que la réaction de prix des firmes de petite taille soit plus forte que celle des grandes firmes car il y a moins d'information publique disponible pour les investisseurs.

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), attribuent 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 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 quintile, et prend la valeur zéro si elle ne fait pas partie de ce quintile. De plus, la variable « large » est égale à 1 lorsque l'actif total des firmes annonçantes ne fait pas partie du premier quintile, 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 :

$$\text{CAR}_{i,j,t} = \alpha \text{ABES}_{i,j,t} + \theta \text{ABEL}_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (\text{MODÈLE 1A})$$

où $i = 1$ à 103,
 $j = 1$ à 103

t = 1988 à 1994;

$CAR_{i,j,t}$ = correspond aux rendements anormaux moyens des firmes à l'annonce des bénéfices au temps t .

$\text{ABEL}_{i,j,t} = 1$ si $i = j$, $\forall i, j, t$
 correspond l'annonce de bénéfices faite par les firmes
 annonçantes i de grande taille au temps t .
 $= 0$ 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.

$\varepsilon_{i,j,t}$ = correspond au terme d'erreur du modèle.

Pour tester l'existence de transferts d'information pour les firmes de petite et grande taille, nous posons comme hypothèse nulle que « les CAR des firmes annonçantes de petite (grande) taille lors de l'annonce de leurs propres bénéfices dans le secteur sont égaux à zéro ». Alors, 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, on pose 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 on regarde la valeur du test, et si elle est différente de zéro à un seuil inférieur ou égal à 10 %, nous rejetons l'hypothèse nulle. 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. Les résultats du modèle 1a sont présentés dans le tableau 4a

TABLEAU 4a
Résultats sur la distinction de la taille des firmes lors de
l'annonce de leurs propres bénéfices^{a,b,c}

Modèle 1a					
R^2		Coefficients	Écart-Types	t	Sig.
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. On calcule les rendements anormaux cumulés sur un intervalle événementiel de trois jours $\{-1, 0 \text{ et } +1\}$ c'est-à-dire $CAR_i = (\sum_{t=-1}^{+1} AR_{i,t})$ où $AR_{i,t}$ représentent le rendement anormal pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices.

b) * Statistiquement significatif à 10% (0,1), test bilatéral.

- c) $ABES_{i,j,t} = 1$ si $i = j$, $\forall i, j, t$
 correspond à l'annonce de bénéfices faite par les firmes annonçantes i de petite taille au temps t .
 sinon.

 $ABEL_{i,j,t} = 1$ si $i = j$, $\forall i, j, t$
 correspond à l'annonce de bénéfices faite par les firmes annonçantes i de grande taille au temps t .
 sinon.

Ainsi, en analysant les résultats du tableau 4a 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 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, on trouve que la valeur du test- t (t = 2,064) est supérieure à la valeur critique de 5% (t_c = 1,96) donc on peut rejeter l'hypothèse nulle. Ce résultat vient confirmer que les firmes de petite taille réagissent plus fortement que les firmes de grande taille à leurs propres annonces de bénéfices.

Par ailleurs, étant donné les résultats non significatifs obtenus concernant la direction des transferts d'information au moment de l'annonce des bénéfices, nous avons décidé de prendre en considération les types d'annonces de bénéfices (bonnes, mauvaises). Premièrement, nous avons construit deux variables dichotomiques, soit ABEP et ABEN. La variable dichotomique ABEP représente les annonces de bénéfices dites positives (c'est-à-dire, qui ont générés des

rendements anormaux positifs), alors que la variable dichotomique ABEN représente les annonces de bénéfices négatives (c'est-à-dire, qui ont générés des rendements anormaux négatifs). Deuxièmement, pour vérifier la direction des transferts d'information, nous estimons par les moindres carrés ordinaires le modèle suivant :

$$\begin{aligned} \text{CAR}_{i,j,t} = & \alpha \text{ABEpos}_{i,j,t} + \theta \text{ABEneg}_{i,j,t} \\ & + \beta \text{ABCpos}_{i,j,t} + \gamma \text{ABCneg}_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (\text{MODÈLE 1b})$$

où $i = 1$ à 103,
 $j = 1$ à 103
 $t = 1988$ à 1994;

$\text{CAR}_{i,j,t}$ = correspond aux rendements anormaux moyens des firmes à l'annonce des bénéfices au temps t .

$$\begin{aligned} \text{ABEpos}_{i,j,t} &= 1 && \text{si } i = j, \forall i, j, t \\ &&& \text{correspond à l'annonce de bénéfices positive faite par les} \\ &= 0 && \text{firmes annonçantes } i \text{ au temps } t. \\ &&& \text{sinon.} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ABEneg}_{i,j,t} &= 1 && \text{si } i = j, \forall i, j, t \\ &&& \text{correspond l'annonce de bénéfices négative faite par les} \\ &= 0 && \text{firmes annonçantes } i \text{ au temps } t. \\ &&& \text{sinon.} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ABCpos}_{i,j,t} &= 1 && \text{si } i \neq j, \forall i, j, t \\ &&& \text{correspond à la réaction des firmes compétitrices } j \text{ lors de} \\ &= 0 && \text{l'annonce des bénéfices dite positive de la firme annonçante } i \\ &&& \text{au temps } t. \\ &&& \text{sinon} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ABCneg}_{i,j,t} &= 1 && \text{si } i \neq j, \forall i, j, t \\ &&& \text{correspond à la réaction des firmes compétitrices } j \text{ lors de} \\ &= 0 && \text{l'annonce des bénéfices dite négative de la firme annonçante } i \\ &&& \text{au temps } t. \\ &&& \text{sinon} \end{aligned}$$

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

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

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

γ = correspond aux rendements anormaux moyens générés par les firmes compétitrices lors de l'annonce des bénéfices dite négative de la firme annonçante i .

$\varepsilon_{i,j,t}$ = correspond au terme d'erreur du modèle.

Par ailleurs, pour vérifier si la direction de l'effet sur le cours boursier des compétiteurs est la même que la direction de l'effet de l'annonce sur le cours boursier de l'entreprise qui annonce ses bénéfices, nous regardons le signe des coefficients pour les variables ABEP, ABEN et ABC. Ainsi, pour conclure l'existence d'effet directionnel, le signe des coefficients entre ABPos (ABNeg) et ABCpos (ABCneg) se doit d'être identique et les coefficients doivent significatifs. Les résultats du modèle 1b sont présentés dans le tableau 4b.

L'analyse des résultats du tableau 4b nous permet de conclure qu'il existe une effet directionnel positif (négatif) entre la firme annonçante et la firme compétitrice lorsque l'annonce des bénéfices est positive (négative). Les rendements anormaux de la variable ABPos varient positivement de 2,515 % et la statistique de Student est égale à 17,164. Par ailleurs, le coefficient de cette variable est statistiquement significatif à 1 %.

TABLEAU 4b
Résultats sur la distinction des types d'annonces de bénéfices^{a,b,c}

R ²	Modèle 1b			
	Coefficients	Écart-Types	t	Sig.
0,661	ABEpos	-2,698E-02	1,495E-03	-18,045***
	ABEneg	2,515E-02	1,495E-03	17,164***
	ABCpos	-4,756E-02	1,598E-03	-29,759***
	ABCneg	2,537E-03	1,608E-03	1,5781*

a) Variable dépendante : CAR. On calcule les rendements anormaux cumulés sur un intervalle événementiel de trois jours {-1, 0 et +1} c'est-à-dire $CAR_i = (\sum_{t=-1}^{+1} AR_{i,t})$ où $AR_{i,t}$ représentent le rendement anormal pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices.

b) *** Statistiquement significatif à 1% (0,01), test bilatéral.
 * Statistiquement significatif à 10% (0,1), test bilatéral

c) ABEP _{i,j,t} = 1 = 0	si $i = j$, $\forall i, j, t$ correspond à l'annonce de bénéfices positive faite par les firmes annonçantes i au temps t . sinon.
ABEN _{i,j,t} = 1 = 0	si $i = j$, $\forall i, j, t$ correspond l'annonce de bénéfices négative faite par les firmes annonçantes i au temps t . sinon.
ABCP _{i,j,t} = 1 = 0	si $i \neq j$, $\forall i, j, t$ correspond à la réaction des firmes compétitrices j lors de l'annonce des bénéfices dite positive de la firme annonçante i au temps t . sinon
ABCN _{i,j,t} = 1 = 0	si $i \neq j$, $\forall i, j, t$ correspond à la réaction des firmes compétitrices j lors de l'annonce des bénéfices dite négative de la firme annonçante i au temps t . sinon

Les rendements anormaux de la variable ABEneg varient négativement de -2,698 % et la statistique de Student est égale à -18,045. De plus, le coefficient cette variable est statistiquement significatif à 1 %. Finalement, les rendements anormaux de la variable ABCpos varient positivement de 0,254%, la statistique de Student est égale à 1,578 et le coefficient de cette variable est significativement différent de zéro à 10%. Les rendements anormaux de la variable ABCneg varient négativement de -4,756 %, la statistique de Student est

égale à -29,759 et le coefficient de cette variable est significativement différent de zéro à 1%.

ii) Transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices sont faites

Dans cette sous-section, nous vérifions si l'ordre dans lequel les annonces de bénéfice sont faites influencent l'envergure des transferts d'information. Selon la littérature, les firmes qui annoncent en premier influencent négativement les firmes compétitrices, car les annonces hâties sont considérées comme des annonces positives sur le marché. De plus, selon Han et Wild (1997) les firmes compétitrices réagissent seulement aux deux premières annonces car les autres annonces de bénéfices ne communiquent plus d'information au marché et selon cette raison, les rendements anormaux des firmes compétitrices devraient être décroissants. Les résultats obtenus pour le modèle 2 sont présentés dans le tableau 5.

TABLEAU 5
Résultats sur les transferts d'information conditionnel à
l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices sont faites^{a,b,c}

R ²		Modèle 2			
		Coefficients	Écart-Types	t	Sig.
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. On calcule les rendements anormaux cumulés sur un intervalle événementiel de trois jours { -1, 0 et +1 } c'est-à-dire $CAR_i = (\sum_{t=-1}^{+1} AR_{i,t})$ où $AR_{i,t}$ représentent le rendement anormal pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices.

b) *** Statistiquement significatif à 1% (0,01), test bilatéral.
 ** Statistiquement significatif à 5% (0,05), test bilatéral

c) $ABE m_{i,j,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } i = j, \forall i, j, t \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
 correspond à l'annonce des bénéfices d'ordre m faite par la firme annonçante i au temps t .

$ABC m_{i,j,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \neq j, \forall i, j, t \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
 correspond à la réaction des firmes compétitrices j lors de l'annonce des bénéfices d'ordre m de la firme annonçante i au temps t .

En analysant les résultats, on peut conclure que notre hypothèse H_3 est soutenue car les firmes compétitrices 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 0,396% et 0,575 % 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 0,218 % n'est pas significativement différent de zéro (test-*t* = 1,355).

De plus, on peut affirmer que les rendements anormaux semblent diminuer selon l'ordre des annonces à l'exception de la troisième annonce. On peut remarquer, à la troisième annonce, que l'envergure des rendements anormaux des firmes compétitrices 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.

iii) Transferts d'information conditionnel au fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices

Dans cette sous-section, on veut vérifier si les transferts d'information ne sont significatifs que pour les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices. L'intuition est que si les firmes d'un secteur industriel quelconque ont déjà annoncé leurs propres bénéfices, les transferts d'information générés par les annonces de bénéfices des autres firmes compétitrices du même secteur industriel seront presque inexistant ou très faibles pour ces premières firmes. Ceci est expliqué par le fait que les firmes qui ont déjà annoncé leurs bénéfices ont par le fait même déjà communiqué toute information pertinente au marché. Les résultats du modèle 3 sont présentés dans le tableau 6.

TABLEAU 6
**Résultats sur les transferts d'information conditionnel au
 fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé
 leurs bénéfices^{a,b,c}**

R ²	Modèle 3				Sig.
		Coefficients	Écart-Types	t	
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. On calcule les rendements anormaux cumulés sur un intervalle événementiel de trois jours {-1, 0 et +1} c'est-à-dire $CAR_i = (\sum_{t=-1}^{+1} AR_{i,t})$ où $AR_{i,t}$ représentent le rendement anormal pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices.

b) *** Statistiquement significatif à 1% (0,01), test bilatéral.

c) $ABE_{i,j,t} = 1$	si $i = j$, $\forall i, j, t$ correspond à l'annonce des bénéfices faite par la firme annonçante i au temps t dans le secteur industriel z . = 0 sinon.
$ABCY_{i,j,t} = 1$	si $i \neq j$, $\forall i, j, t$ correspond à la réaction des firme compétitrices j qui ont déjà annoncé leurs bénéfices au moment de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante i au temps t . = 0 sinon
$ABCN_{i,j,t} = 1$	si $i \neq j$, $\forall i, j, t$ correspond à la réaction des firmes compétitrices j qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices au moment de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante i au temps t . = 0 sinon

Les résultats du tableau 6 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 0,333 % 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, on peut 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. On peut donc conclure que l'hypothèse H₄ de notre étude est supportée par les résultats.

iv) Transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel les annonces de bénéfices son faites et le fait que les firmes compétitrices aient ou non déjà annoncé leurs bénéfices

Dans cette sous-section, on veut tester conjointement les hypothèses H₄ et H₅ de notre étude. En complément à l'hypothèse H₄, on veut vérifier si l'ordre de l'annonce pourrait affecter les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices. On s'attend à ce que les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices réagissent seulement aux trois premières annonces car toute l'information pertinente devrait être déjà communiquée au marché. Les résultat du modèle 4 sont présentés dans le tableau 7.

TABLEAU 7
Résultats sur les transferts d'information conditionnel à l'ordre dans lequel l'annonce des bénéfices sont faites et le fait que les firmes compétitrices aient ou non déjà annoncé leurs bénéfices^{a,b,c}

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

a) Variable dépendante : CAR. On calcule les rendements anormaux cumulés sur un intervalle événementiel de trois jours $\{-1, 0 \text{ et } +1\}$ c'est-à-dire $\text{CAR}_i = (\sum_{t=-1}^{+1} AR_{i,t})$ où $AR_{i,t}$ représentent le rendement anormal pour la firme i et $t = 0$ est la date de l'annonce des bénéfices.

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

$ABCY_{i,j,t} = 1$ si $i \neq j, \forall i, j, t$
 correspond à la réaction des firme compétitrices j qui ont déjà annoncé leurs bénéfices au moment de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante i au temps t .
 sinon

$ABCN_{i,j,t} = 1$ si $i \neq j, \forall i, j, t$
 correspond à la réaction des firmes compétitrices j qui n'ont pas déjà annoncé leurs bénéfices au moment de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante i au temps t .
 sinon

Les résultats obtenus indiquent que les firmes compétitrices 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 compétitrices qui n'ont pas annoncé varient de 0,396 % à la première annonce (ABC1). Par ailleurs, le coefficient obtenu pour la variable ABC1 est statistiquement significatif à 5 % ($\text{test-}t = 2,462$). En ce qui a trait à la deuxième et troisième annonce, les rendements anormaux des firmes compétitrices qui n'ont pas annoncé varient respectivement de 0,337 % et 0,789 %. De plus, le coefficient obtenu pour la variable ABC2N est statistiquement significatif à 10% ($\text{test-}t = 1,749$) et celui de la variable ABC3N l'est à 1 % ($\text{test-}t = 3,511$). Curieusement, les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé réagissent fortement à la quatrième annonce. Les rendements anormaux de ces dernières varient de 0,731 % et le coefficient de la variable ABC4N est statistiquement significatif à 1 % (2,784). On peut déduire que les transferts d'information persistent jusqu'à la quatrième annonce pour les firmes compétitrices qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices. Suite aux résultats obtenus, nous pouvons conclure que l'hypothèse H₅ est supportée par les résultats.

SECTION 7

LIMITES

Dans cette section, nous discutons des limites de notre étude. Entre autres, nous voulons mentionner qu'il n'existe pas qu'une seule méthode pour calculer les rendements anormaux et qu'il est possible d'utiliser d'autres variables de contrôle (bénéfices surprises, années et secteurs).

i) Fenêtre d'analyse

La majorité des auteurs (Foster 1981, Clinch et Sinclair 1987, Han et Wild 1997, etc.), calculent le rendement anormal cumulé des firmes sur trois jours {-1,0, +1} car ils veulent vérifier si l'annonce des bénéfices était anticipée sur les marchés (effet d'anticipation) et vérifier aussi si l'effet persiste après l'annonce des bénéfices (effet de persistance). Nous avons opté pour la même fenêtre événementielle pour des fins de comparaisons. Il est à noter que certains auteurs calculent sur deux jours, soit {-1,0} alors que d'autres le font sur une plus longue période. Étant donné la proximité des annonces de bénéfices à l'intérieur d'un secteur, l'augmentation de la fenêtre événementielle viendrait brouiller les analyses.

ii) Annonces concomitantes

Par ailleurs, en ce qui a trait aux dates d'annonces des bénéfices, tous les auteurs éliminent les périodes où les dates d'annonces de bénéfices des firmes annonçantes se chevauchent à l'intérieur d'une journée de transaction. Ainsi, en nous contraignant à ce critère de sélection nous obtenons **52** chevauchements 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 consistants, nos résultats sont significatifs et semblables à ceux obtenus par Han et Wild (1997).

iii) Calcul des rendements anormaux

Pour rester dans la même lignée des auteurs de notre revue de littérature, nous avons décidé d'utiliser la méthode conventionnelle. Ainsi, pour calculer les rendements anormaux des firmes annonçantes et compétitrices, nous avons utiliser le Single Index Market Model (SIMM) présenté dans la section 4 (méthodologies et modèles empiriques). Cette approche est similaire aux études de Foster (1981), Clinch et Sinclair (1987). D'autres méthodes de calculs existent pour calculer les rendements anormaux des firmes (modèle de marché ajusté et modèle à trois facteurs de Fama-French). L'étude de Kothari et Warner (1997) a

montré que, quelle que soit la méthode utilisée pour estimer les rendements anormaux des firmes, les résultats obtenus par ces méthodes comparativement à la méthode conventionnelle (modèle de marché) sont plutôt semblables. Une des méthodes que nous aurions pu utiliser est le modèle de marché ajusté. Ce dernier pose comme hypothèse de départ que le paramètre α est égal à zéro et que β est égal à un. Ainsi, pour calculer les rendements anormaux, il s'agit de faire la différence entre le rendement quotidien de la firme i à période τ et le rendement du marché à la période τ .

$$\text{MAR}_{i\tau} = R_{i\tau} - R_{m\tau} \quad (6)$$

$R_{i\tau}$ = le rendement du titre i à la période τ

$R_{m\tau}$ = le rendement du marché à la période τ

iv) Caractéristiques de l'annonce des bénéfices

Dans la section 6, nous avons mentionné qu'il aurait été 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 calculée 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. Alors, le type d'annonces de

bénéfices (bénéfices surprises) faite par la firme i ou j est défini par la différence entre les bénéfices par action actuels au temps t et les bénéfices par action espérés au temps $t-1$ divisé par le prix de l'action au temps t .

$$\text{Nouvelles}_{(i,j)t} = \frac{\text{BPA}_{(i,j)t} - \text{BPA}_{(i,j)t-1}}{P_{(i,j)t}}$$

où i et $j = 1$ à 104
 $t = 1988$ à 1994

$\text{Nouvelles}_{(i,j)t}$: les bénéfices surprises par action pour la firme i ou j au temps t .

$\text{BPA}_{(i,j)t}$: les bénéfices par action actuels rapportés pour la firme i ou j au temps t .

$\text{BPA}_{(i,j)t-1}$: les bénéfices par action actuels rapportés pour la firme i ou j au temps $t-1$.

$P_{(i,j)t}$: le prix du titre pour la firme i ou j lors de l'annonce des bénéfices au temps t .

Une façon plus précise est l'utilisation des prévisions des analystes financiers comme mesure des attentes du marché. Malheureusement, ces données dans I/B/E/S sont toutefois plus difficiles à obtenir.

v) Analyse sectorielle et temporelle

De plus, il aurait été intéressant d'estimer nos modèles par année et par secteur industriel plutôt que d'agréger tout l'échantillon. Il est à noter que des estimations par secteur industriel ont été effectuées, mais malheureusement, les résultats obtenus ne sont pas constants car, cette contrainte réduit de beaucoup la taille de l'échantillon. Par exemple, un secteur industriel qui ne possède que deux firmes voit la taille de l'échantillon pour le modèle « x » diminuer à **28** comparativement à **4718** lorsque nous agrégeons tout. Ainsi, le degré de

signification de l'échantillon devient non-significatif. Il est donc évident que si nous prenons en considération simultanément le secteur industriel ainsi que l'année dans l'estimation de nos modèles, la taille de notre échantillon sera considérablement réduite.

CONCLUSION

Cette étude a testé (1) l'existence de transferts d'information pour la firme compétitrice ainsi que pour la firme annonçante à la date d'annonce des bénéfices, (2) si les transferts d'information entre la firme compétitrice et la firme annonçante étaient directionnels, et (3) 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 (4) 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, (5) 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 pour nous, 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; ces anomalies peuvent être expliquées par les raisons mentionnées dans la section *6i*.

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, on ne peut 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 donc pu conclure que les firmes de petite taille réagissent plus fortement à leurs propres annonces de bénéfices comparativement aux firmes de grande taille. Par ailleurs, lorsqu'on prend en considération les types d'annonces de bénéfices (bonnes, mauvaises et neutre), les résultats obtenus indiquent que les transferts d'information sont directionnels.

Il serait intéressant lors d'une étude ultérieure d'identifier les secteurs industriels les plus influencés par les annonces de bénéfice. Une mise en garde s'impose quant à la conformité de notre modèle lors de l'inclusion de cette variable. Il est probable que le modèle possède une double combinaison linéaire (*« dummy variable trap »*), il serait donc impossible d'estimer le modèle. Une solution au problème du piège de la variable binaire consisterait à modifier notre modèle en incluant une constante, tout en éliminant une variable exogène du modèle. Par contre, l'interprétation des variables serait différente et cela rendrait les hypothèses à tester plus difficile.

ANNEXE

ANNEXE A
Tableaux récapitulatifs de la revue de la littérature

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
Foster (1981)	annonces de bénéfices	<p>H1 : Il n'existe pas rendements anormaux pour la firme j (favorables ou défavorables) au moment de l'annonce des bénéfices de la firme i. (test non-directionnel).</p> <p>H2 : Les transferts d'information au moment de l'annonce des bénéfices ne sont pas de la même direction pour tous les membres du groupe</p> <p>H3 : Le moment de l'annonce des bénéfices d'une firme relatif aux dates d'annonce des autres firmes du même secteur industriel n'est pas l'un des déterminants de l'ampleur des transferts d'information.</p>	<p>Un des premiers à démontrer l'existence de transferts d'information entre les firmes d'un même secteur industriel. Plus précisément, il a examiné la réaction du prix de l'action de la firme i (annonceur) lorsque la firme j (compétiteur) annonçait ses bénéfices. Foster (1981) calcule les rendements anormaux sur un intervalle événementiel de deux jours {-1 et 0}. Pour calculer les rendements anormaux. Il utilise le modèle de marché à un indice (SIMM) :</p> $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{jt}$ <p>Foster (1981) utilise un test « <i>non-directionnel</i> ». 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. Par la suite, un test « <i>directionnel</i> » est utilisé. Ce test cherche à déterminer si l'annonce de la firme i, qui a un impact favorable (défavorable) sur son propre cours boursier, a aussi un impact favorable (défavorable) sur le prix de l'action de la firme j. Foster (1981) tente de vérifier si les transferts d'information au moment de l'annonce des bénéfices sont de la même direction pour tous les membres du groupe</p>	<p>Foster (1981) a trouvé que les transferts d'information étaient beaucoup plus importants pour les firmes plus homogènes. Par ailleurs, lorsque les rendements anormaux des firmes annonçantes étaient élevés, ceux des autres firmes compétitrices du même secteur industriel l'étaient aussi. Après avoir détecter des transferts d'information, Foster (1981) a appliqué le test « <i>directionnel</i> » et il a trouvé qu'en moyenne les transferts d'information étaient directionnels. De plus, il a trouvé que l'effet directionnel était plus apparent pour les firmes homogènes d'un même secteur industriel. les résultats ne supportent l'hypothèse concernant le moment de l'annonce</p>

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
Clinch et Sinclair (1987)	Annonces de bénéfices	<p>H₁ : Il n'existe pas de rendements anormaux pour la firme non-annonçante lors de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante.</p> <p>H₂ : Il n'existe pas d'effet directionnel entre la firme non-annonçante et la firme annonçante lors de l'annonce des bénéfices.</p> <p>H₃ : L'ampleur des rendements anormaux des firmes (annonçante et non-annonçantes) n'est pas reliée au moment de l'annonce des bénéfices d'une firme relativement aux dates d'annonce des autres firmes du même secteur industriel.</p>	<p>Clinch et Sinclair (1987) ont examiné les transferts d'information intra-industriels associés à l'annonce des bénéfices d'une firme en utilisant un échantillon de firmes australiennes. Pour calculer les rendements anormaux des firmes, ils utilisent le modèle de marché. De plus, ils utilisent le modèle récursif proposé par Lloyd et Lee (1976). En imposant la restriction de non autocorrélation, chaque équation dans le système est non-reliée avec l'équation précédente. Sous cette condition, une estimation du modèle récursif par les moindres carrés ordinaires (MCO) fournit des estimations non-biaisées. De plus, si $E(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) = 0 \forall i,j$ tient, alors les deux problèmes qui surviennent dû à la covariance des résidus en coupes instantanées dans l'équation sont réglés. L'avantage d'utiliser ce modèle récursif est qu'il maîtrise les problèmes qui ont été mentionnés.</p>	<p>Les résultats obtenus sont cohérents avec ceux de Foster (1981) car, d'une part, ils supportent l'existence de transferts d'information intra-industriels associés avec l'annonce des bénéfices et, d'autre part, les transferts d'information apparaissent en moyenne directionnels. De plus, ils trouvent que le moment de l'annonce affecte l'ampleur des transferts d'information.</p>

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
Han et Wild (1997)	<ul style="list-style-type: none"> • Annonces de bénéfices • Ordre • Les firmes qui n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices 	<p>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.</p> <p>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 compétiteurs.</p> <p>H3 : Les transferts d'information sont plus significatifs pour les premières annonces et moins significatifs pour les annonces subséquentes</p> <p>H4 : Les transferts d'information ne sont significatifs que pour les entreprises qui n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices.</p> <p>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 bénéfices</p>	<p>La méthode utilisée par Han et Wild (1997) pour calculer les rendements anormaux est la même que les auteurs précédents. Les rendements anormaux sont calculés aux dates d'annonce pour les firmes annonçantes et les firmes compétitrices en utilisant le modèle de marché à un indice. Pour déterminer l'existence de transferts d'information lors de l'annonce des bénéfices pour les firmes annonçantes et compétitrices, il faut regarder la relation entre les rendements anormaux de ces firmes. Les rendements anormaux sont mesurés par le rendement anormal cumulatif (CAR) calculés sur une période de trois jours. Par ailleurs, pour déterminer la présence de transferts d'information ils ont utilisé un second test, soit l'information reliée aux bénéfices des firmes annonçantes plutôt que les rendements anormaux. L'information transmise par les bénéfices (UE) est mesurée par la différence entre les bénéfices annoncés par les firmes et les bénéfices prédis par les analystes</p>	<p>Les résultats obtenus par Han et Wild (1997) pour le transfert d'information conditionnel à l'ordre de l'annonce des bénéfices démontrent que les firmes compétitrices réagissent négativement aux annonces hâtives des autres firmes alors que les annonces tardives ne permettent pas de discerner de réactions. Les résultats sur les transferts d'information conditionnels au fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices indiquent que si ces dernières n'ont pas encore annoncé leurs bénéfices, il y a évidence d'une baisse significative dans la valeur boursière de ces firmes (rendements négatifs). Il n'y a pas de transferts d'information négatifs lorsque les firmes ont déjà révélé leurs bénéfices. Finalement, ces résultats indiquent que les transferts d'information sont significatifs lorsque les deux éléments (l'ordre et le fait que les firmes compétitrices aient ou non annoncé leurs bénéfices) sont testés simultanément</p>

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
Freeman et Tse (1992)	<ul style="list-style-type: none"> • Annonces de bénéfices • Ordre 	<p>H1 : Un transfert d'information existe si les nouvelles hâties sur les bénéfices d'une firme peuvent être utilisées afin de prédire les bénéfices des annonceurs tardifs.</p> <p>H2 : Les transferts d'information sont plus prononcés dans les secteurs industriels où le co-mouvement de l'information comptable (ventes et bénéfices) est le plus élevé.</p>	<p>Estimation du modèle de transfert d'information : Les transferts d'information sont possibles si les annonces de bénéfices hâties des firmes peuvent être utilisées pour prédire les bénéfices des firmes qui annoncent tardivement. Cette supposition nous amène à un modèle de régression sur la variation des bénéfices pour chaque firme i qui annonce tardivement. Plus spécifiquement, Freeman et Tse (1992) veulent vérifier si les annonces hâties feront réviser les prévisions de bénéfices faites par les annonceurs tardifs.</p> $\text{DERN } i,q = \alpha_0 + \alpha_1 \text{MSAL } i,q + \alpha_2 \text{MERN } i,q + \varepsilon_{i,q} \quad (1)$ <p>Où,</p> <p>DERN i,q = la variation des bénéfices de la firme i partant de quatre trimestres passés jusqu'au trimestre actuel (q)</p> <p>MSAL i,q = la variation dans les ventes totales relatif au trimestre de l'année précédente pour toutes les firmes qui sont dans le secteur industriel de la firme i et qui ont annoncé leurs résultats avant la firme i.</p> <p>MERN i,q = la variation dans les revenus relatif au même trimestre de l'année précédente pour toutes les firmes du même secteur industriel de la firme i et qui ont annoncé leurs résultats avant la firme i.</p>	<p>Les résultats suggèrent que les investisseurs peuvent extraire de l'information des annonces tardives à partir des annonces hâties. Ainsi, le prix des titres des annonceurs tardifs réagit significativement à l'information fournie par les annonceurs hâties du même secteur industriel et les plus fortes réactions sont constatées lors de la première annonce dans le secteur industriel. De plus, les résultats obtenus concernant l'hypothèse H2 indiquent que les réactions de prix des firmes qui annoncent tardivement sont les plus fortes lorsque les firmes des secteurs industriels ont un co-mouvement des bénéfices très élevé.</p>

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
Frost (1995)	<ul style="list-style-type: none"> • Annonces de Bénéfices • Bénéfices surprises 	<p>H1 : L'impact de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante sur le prix de son propre titre est corrélé avec l'envergure des transferts d'information.</p> <p>H2 : L'ampleur du transfert d'information est positivement corrélée avec l'homogénéité du secteur industriel (within-industry homogeneity).</p> <p>H3 : L'ampleur du transfert d'information est positivement corrélée avec la concentration industrielle.</p> <p>H4 : Les signaux d'une firme annonçante communiquent de la nouvelle information à propos des firmes non-annonçantes et les marchés réagissent rapidement à cette information.</p>	<p>Le transfert d'information basé sur les estimateurs sont difficiles à interpréter lorsque de multiples effets surviennent conjointement et que leurs influences combinées sont inconnues. Une approche alternative proposée par Frost (1995) est d'estimer directement le signal d'information. Les inférences basées sur cette approche sont moins sensibles aux hypothèses de la covariance des aléas et de la simultanéité.</p>	<p>En accord avec la théorie de l'organisation industrielle, l'envergure du transfert d'information au niveau industriel est positivement corrélée avec les <i>proxies</i> utilisées pour représenter l'homogénéité et la concentration d'un secteur industriel. De même, les plus grands transferts d'information sont enregistrés pour les firmes qui réagissent davantage à leur propre révélation des bénéfices.</p>

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
Graham et King (1996)	<ul style="list-style-type: none"> • Annonces de bénéfices • Taille et environnement 	<p>H1 : Les transferts d'information sont inversement reliés à l'annonce des bénéfices antérieure d'une firme.</p> <p>H2 : Les transferts d'information sont inversement reliés à la valeur de marché des firmes non-annonçantes.</p> <p>H3 Les transferts d'information sont inversement reliés aux nombres d'annonces faites par les firmes d'un secteur industriel commun.</p> <p>H4 : La réactions du prix des titres lors de l'annonce des bénéfices des firmes d'un secteur industriel est positivement reliée à l'historique des coefficients de corrélation des bénéfices.</p>	<p>Graham et King (1996) ont testé la relation entre la quantité d'information disponible avant le moment de l'annonce des bénéfices d'une firme (l'environnement d'information d'une firme) et l'étendue des transferts d'information. Les <i>proxies</i> utilisées pour l'environnement d'information d'une firme sont : la présence d'annonces de bénéfices antérieurs, la taille de la firme, le nombre d'articles des autres firmes du même secteur industriel qui apparaissent dans le Wall Street Journal et l'historique de la corrélation des bénéfices entre les firmes d'un même secteur industriel. Pour calculer les rendements anormaux des firmes, les auteurs utilisent le modèle de marché traditionnel. Ainsi, pour tester la relation entre les variables d'information et la réaction de prix des titres des firmes compétitives lorsque les firmes i annoncent, le modèle suivant est utilisé :</p> <p>$SARC_j = \beta_0 + \beta_1 News_i + \beta_2 Small\ i * News\ i + \beta_3 Lotsothers\ i * News\ i + e_j$</p> <p>Où $SARC_j$ = rendement anormal de la firme compétitrice lors de l'annonce des bénéfices de la firme annonçante. $News\ i$ = mesure aléatoire trimestrielle des nouvelles de bénéfices de la firme i. $Small\ j$ = variable dichotomique qui égale 1 si la valeur au marché de la firme j fait partie du plus petit quartile et n'a pas annoncé ces bénéfices, 0 sinon $Lotsothers\ j$ = variable dichotomique qui égale 1 si la firme j d'un secteur industriel fait partie du plus grand quartile concernant le nombre d'annonces, 0 sinon.</p>	<p>Graham et King (1996) obtiennent comme résultats que les rendements des firmes annonçantes sont positivement reliés aux bénéfices surprises et négativement reliés à la taille de la firme. Ces résultats sont cohérents avec les études antérieures qui affirment que le niveau de pré-dévoilement d'informations publiques est négativement relié aux réactions de prix lors d'annonces de bénéfices. Plus la valeur de marché est petite pour les firmes non-annonçantes, plus la réaction des prix est grande. Par ailleurs, plus il y a d'articles sur les firmes qui ont paru avant les annonces, plus la réaction des prix des firmes non-annonçantes est grande. Spécifiquement, les transferts d'information sont meilleurs lorsque les firmes non annonçantes n'ont pas encore annoncé leurs propres bénéfices, lorsqu'elles sont de petite taille et qu'il y a beaucoup d'articles de nouvelles concernant les firmes d'une industrie</p>

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
Pyo et Lustgarden (1990)	<ul style="list-style-type: none"> Années de bénéfices Prévisions des gestionnaires 	<p>H1 : La direction et l'ampleur des transferts d'information entre les firmes d'un même secteur industriel dépendent de la covariance des bénéfices entre les firmes et de la variance des bénéfices de la firme qui fait la prévision.</p> <p>L'intuition sous-jacente à ceci repose sur le fait que la covariance reflète la relation compétitive entre les firmes et la variance représente le bruit contenu dans la prévision.</p>	<p>Le modèle est testé en utilisant les prévisions de la direction. Rendements de la firme i ARI $\{P[X_i] - P[\mu_i]\}$, de la firme j sont $P[E(X_j X_i)] - P[\mu_j]$, Bij est une estimation de $(\sigma_{ij} / \sigma^2 I)$ et UMF_i est la prévision inattendue de la direction de la firme I qui est la d_{Xi}. Ils estiment deux régressions par OLS :</p> $AR_j = a_1 + b_1 B_{ij} AR_i + u_j$ $AR_j = a_2 + b_2 B_{ij} UMF_i + u_j$ <p>H1 : $b_k > 0$, $k=1,2$.</p> <p>Variables utilisées dans les tests empiriques : Rendements anormaux cumulatifs pour d journées, AR_{jd}, sont calculés : $AR_{jd} = \Sigma_{j,t}$.</p> <p>UMF_i est la portion inattendue de la prévision des bénéfices de la direction en firme i : $UMF_i = (MF_i - AF_i) / Pr_it$.</p> <p>AF est utilisé comme proxy pour les bénéfices espérés du marché parce que les recherches antérieures ont démontré que les prévisions d'analyste sont supérieures pour les prévisions chronologiques.</p> <p>Pour examiner si la divulgation de prévision de la direction transmet de l'information firme par firme après que les effets de rendement industriels (wide) sont éliminés, ils calculent donc les rendements anormaux d'un modèle à deux-indices employé par Hans et al. (1989) :</p> $e_{jt} = R_{jt} - (a_j + b_1 R_{mt} + b_2 R_{It})$	<p>Pyo et Lustgarden (1990) trouvent que la quantité d'information transférée est négativement reliée avec la variance des bénéfices de la firme prévisionnelle qui reflète le bruit contenu dans la prévision (hypothèse soutenue). Plus il existe de transferts d'information, plus le bruit dans les prévisions est petit, signifiant que les erreurs entre les prévisions et les bénéfices actuels sont faibles. Dans ce cas, les investisseurs vont faire confiance aux prévisions et la quantité d'information transmise sera grande</p>

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
Han, Wild et Ramesh (1989)	<ul style="list-style-type: none"> • Annonces de bénéfices • Prévisions des gestionnaires 	<p>H1 : Il n'existe pas rendements anormaux pour la firme j (favorables ou défavorables) au moment de l'annonce des bénéfices de la firme i. (test non-directionnel).</p> <p>H2 : Les transferts d'information au moment de l'annonce des bénéfices ne sont pas de la même direction pour tous les membres du groupe</p> <p>H3 : les prévisions de bénéfices faites par la direction sont associées avec le comportement du rendement abnormal des firmes prévisionnelles et les autres firmes du même secteur industriel.</p> <p>H4 : lorsqu'on corrige pour la covariance des résidus en coupe instantanée de nouveaux résultats de transferts d'information surviennent lors de prévisions de la direction.</p>	<p>Un transfert d'information survient lorsqu'une annonce d'information de la firme i (k, \dots, z) peut être utilisée pour faire de l'inférence sur le comportement du rendement du titre de la firme j. $f(R_j \eta_i) \neq f(R_j \eta_i, \eta_j, \eta_k, \dots, \eta_z)$. Foster (1981) a proposé qu'une interprétation alternative aux évidences antérieures des transferts d'information intra-industriels, soit que ces derniers surviennent à cause de l'utilisation d'un modèle à un indice alors qu'un modèle à indices multiples est descriptif pour les rendements des titres. Dans ce cas, les rendements anormaux des firmes prévisionnelles et des autres firmes d'un même secteur industriel peuvent paraître corrélatés alors qu'en réalité ils ne le sont pas. Un moyen pour mitiguer cette vraisemblance est l'utilisation d'un modèle de prix à 2 indices qui contient les rendements indexés du marché et de l'industrie.</p> <p><u>Modèles de prix à un et deux indices :</u></p> $U_{i,t} = R_{i,t} - (\alpha_i + \beta_1 * R_{M,t})$ $E_{i,t} = R_{i,t} - (\alpha_i + \beta_{im} * R_{M,t} + \beta_{il} * R_{I,t})$ <p>$R_{I,t}$ est le rendement d'un portfolio industriel également pondéré pour la journée t. Régressions par OLS pour les rendements commençant à la journée -220 à la journée -21. Le modèle à deux indices à un pouvoir explicatif supérieur que celui à un indice.</p>	<p>En premier lieu, il y a évidence d'une augmentation de la volatilité du prix pour les autres firmes du même secteur industriel que la firme prévisionnelle ; le comportement des rendements des firmes non-prévisionnelles est non-relié (en envergure ou direction) au comportement du rendement de la firme prévisionnelle ou à l'information sur les bénéfices prédis et finalement, il y a évidence d'un rendement positif, en moyenne, pour les firmes non-prévisionnelles au moment de l'annonce de la prévision. De plus, il y a évidence consistante sur l'existence d'un effet de transferts d'information par les bénéfices prédis par la direction. Par ailleurs, les réactions de prix des actions des firmes non-prévisionnelles sont positivement associées avec la variation des bénéfices espérés transmise par une prévision de la direction concernant les bénéfices, et ce, en terme du signe et de l'envergure. Les résultats sont également cohérents avec ceux obtenus par Foster (1981) pour l'annonce des bénéfices actuels (hypothèses H1 et H2).</p>

Auteurs	Signaux et déterminants	Hypothèses	Méthodologie	Remarques sur les résultats
C.Olsen et J. Dietrich, (1985)	<ul style="list-style-type: none"> Annonces de ventes mensuelles des magasins à rayons traditionnels et des magasins à rabais 	<p>H1 : Il y existe une association entre les ventes mensuelles des détaillants et le rendement des titres (ajusté au marché) de leurs fournisseurs.</p> <p>Cette hypothèse nous entraîne à déterminer la signification de l'annonces de ventes des détaillants et à estimer la signification du rendements des titres des fournisseurs lors de l'annonces des ventes des détaillants.</p>	<p>Cette étude utilise chaque variation de prix des titres des détaillants comme mesure de la signification d'une annonce des ventes particulière. Ils ajustent pour l'effet de révélation d'informations contemporaines de marché via le modèle de marché :</p> <p>Rit = ai + biRmt + eit. (1)</p> <p>La constante et le coefficient de la pente sont estimés pour une période de 240 jours entourant une période d'annonce de 3 jours. [-121,-2] et [2,121] inclusivement. Par la suite les erreurs de prédition sont cumulées pour la période [-1,1] et diviser par l'écart-type des résidus calculé en (1).</p>	<p>La vérification empirique de la variation contemporaine des prix des titres des détaillants et de leurs fournisseurs révèle trois résultats. Premièrement, il y a une relation entre les valeurs extrêmes des variations du prix des titres des fournisseurs et du détaillant autour du moment de l'annonce des ventes des détaillants. Deuxièmement, cette association n'est pas présente au moment où ni les détaillants et leurs fournisseurs révèlent de l'information. Ce résultat suggère que l'annonce des ventes est la source de la relation entre les rendements des titres observés. Finalement, les détaillants et fournisseurs du même secteur industriel auront des variations de prix des titres significatives durant les périodes d'annonces des ventes où les détaillants ont une grande variation de prix des titres.</p>

ANNEXE B
Classification des firmes par secteurs industriels

SIC guide	TICK	CIE	SIC guide	TICK	CIE
Integrated Mines (6)			Food Processing (2)		
10 AL	ALCAN ALUMINIUM LTD.		36 FPL	FPI LIMITED	
10 BMS	BRUNSWICK MINING & SMELTING CORP. LTD.		36 NSP	NATIONAL SEA PRODUCTS LTD.	
10 CLT	COMINCO LTD.				
10 N	INCO LTD.				
10 NOR	NORANDA INC.				
10 SE	SHERITT INCORPORATED				
Mining (6)			Household Goods (4)		
11 BWR	BREAKWATER RESOURCES LTD. J		37 CCQ.B	CCL INDUSTRIES INC. CL "B" NV	
11 DEN.A	DENISON MINES LTD. CL "A"		37 CGC	CONSUMERS PACKAGING INC.	
11 GBM	GIBRALTAR MINES LIMITED		37 NMA.A	NOMA INDUSTRIES LTD. CL "A" NV	
11 KER	KERR ADDISON MINES LTD.		37 SPL	SCOTT PAPER LTD.	
11 ROM	RIO ALGOM LIMITED				
11 WMI	WESTMIN RESOURCES LTD.				
Gold and Precious (8)			Department Stores (2)		
13 AGE	AGNICO-EAGLE MINES LTD.		41 HBC	HUDSON'S BAY COMPANY	
13 ABX	BARRICK GOLD CORPORATION		41 SCC	SEARS CANADA INC.	
13 CBJ	CAMBRIOR INC.				
13 ECO	ECHO BAY MINES LTD.				
13 EST.A	EQUITY SILVER MINES LTD. CL "A"				
13 LAC	LAC MINERALS LTD.				
13 PGU	PEGASUS GOLD INC.				
13 RAY	RAYROCK YELLOWKNIFE RESOURCES INC. SV				
Integrated Oils (2)			Food Stores (3)		
16 IMO	IMPERIAL OIL LTD.		42 L	LOBLAW COMPANIES LTD.	
16 SHC	SHELL Canada LTD. CL "A"		42 OSH.A	OSHAWA GROUP LTD. (THE) CL "A" NV	
			42 WN	WESTON LTD. GEORGE	
Oil and Gas Produce (14)			Hospitality (2)		
18 AEC	ALBERTA ENERGY COMPANY LTD.		44 CAO	CARA OPERATIONS LTD.	
18 BVI	BOW VALLEY ENERGY INC.		44 SRC	SCOTT'S HOSPITALITY INC. SV	
18 CXY	CANADIAN OCCIDENTAL PETROLEUM LTD.				
18 GOU	GULF CANADA RESOURCES LTD.				
18 MKC	MARK RESOURCES INC.				
18 MHI	MORGAN HYDROCARBONS INC.				
18 NCN	NORCEN ENERGY RESOURCES LIMITED				
18 NCO	NORTH CANADIAN OILS LTD.				
18 NMC	NUMAC				
18 PCP	PANCANADIAN PETROLEUM LTD.				
18 RRL	RANCHMEN'S RESOURCES LTD.				
18 RGO	RANGER OIL LTD.				
18 RES	RENAISSANCE ENERGY LTD.				
18 SRL	SCEPTRE RESOURCES LTD				
Oil and Gas, Mining (2)			Specialty Stores (3)		
21 CGH	COMPUTALOG LTD.		46 CTR.A	CANADIAN TIRE CORP. LTD. CL "A" NV	
21 NWS	NOWSCO		46 DLX	DYLEX LTD.	
			46 RET.A	REITMAN'S (Canada) LTD. CL "A" NV	
Pipelines (2)			Chemicals (3)		
23 TMP	TRANS MOUNTAIN PIPELINE CO. LTD.		52 ANG	ALBERTA NATURAL GAS CO LTD.	
23 TRP	TRANSCANADA PIPELINES LTD.		52 CCL	CELANESE CANADA INC.	
			52 NVA	NOVA CORPORATION	
Paper and Forest Produce (11)			Steel Producers (6)		
26 A	ABITIBI-PRICE INC.		60 CEI	CO-STEEL INC.	
26 CFP	CANFOR CORP.		60 DFS	DOFASCO INC.	
26 CAS	CASCADES INC.		60 HSG.A	HARRIS STEEL GROUP INC. CL "A" NV	
26 DOM.A	DOMAN INDUSTRIES LTD. CL "A"		60 ISP	IPSCO INC.	
26 DTC	DOMTAR INC.		60 IVA.A	IVACO INC. CL "A" SV	
26 DHC.A	DONOHUE INC. CL "A" SV		60 STE.A	STELCO INC. SERIES "A"	
26 MB	MACMILLAN BLOEDEL LTD.				
26 NF	NORANDA FOREST INC.				
26 SFF	SLOCAN FOREST PRODUCTS LTD.				
26 WLW	WELDWOOD OF CANADA LTD.				
26 WFT	WEST FRASER TIMBER CO. LTD.				
Building Material (2)			Technology - Hardware (3)		
27 GYP	CGC INCORPORATED		70 MCL	MOORE CORPORATION LTD.	
27 STA	ST. LAWRENCE CEMENT INC. CL "A"		70 NTL	NORTHERN TELECOM LTD.	
			70 SPZ	SPAR AEROSPACE LTD.	
Breweries and Beverages (2)			Broadcasting (4)		
32 LBT	LABATT, JOHN LTD.		80 BNB	BATON BROADCASTING INC.	
32 MOLA	MOLSON COMPANIES LTD. (THE) CL "A" NV		80 CHM.B	CHUM LTD. CL "B" NV	
			80 TM.B	TELE-METROPOLE INC. CL "B" NV	
			80 WIC.B	WIC WESTERN INT'L COMM. LTD. CL "B" NV	
Financial Management (2)			Publishing and Printing (4)		
97 PWF	POWER FINANCIAL CORP.		83 HLG	HOLLINGER INCORPORATED	
97 TFC.A	TRILON FINANCIAL CORP. CL "A"		83 MHP	MACLEAN HUNTER LTD.	
			83 STM	SOUTHAM INCORPORATED	
			83 TS.B	TORSTAR CORP. CL "B" NV	
Conglomerates (4)			Bank and Trusts (7)		
98 BLA	BRASCAN LTD. CL "A"		90 BMO	BANK OF MONTREAL	
98 CP	CANADIAN PACIFIC LTD.		90 BNS	BANK OF NOVA SCOTIA (THE)	
98 OCX	ONEX CORPORATION SV		90 CM	CANADIAN IMPERIAL BANK OF COMMERCE	
98 POW	POWER CORPORATION OF CANADA SV		90 LB	LAURENTIAN BANK OF Canada	

ANNEXE C

Statistiques descriptives des variables pour les modèles 1,2,3,4 et 5^{a,b}

Variables	Fréquences		Moyenne	Variance
	0	1		
CAR	***	***	0,00144	0,001452
ABE	3990 (84,6)	728 (15.4)	***	***
ABE1	4550	168 (3.6)	***	***
ABE2	4550	168 (3.6)	***	***
ABE3	4613	105 (2.2)	***	***
ABE4	4641	77 (1.6)	***	***
ABE5	4508	210 (4.4)	***	***
ABC	728	3990 (84.6)	***	***
ABC1	4158	560 (11.9)	***	***
ABC2	4158	560 (11.9)	***	***
ABC3	4221	497 (10.5)	***	***
ABC4	4277	441 (9.3)	***	***
ABC5	2786	1932 (41.0)	***	***
ABCY	2723	1995 (42.3)	***	***
ABCN	2723	1995 (42.3)	***	***
ABC2Y	4549	169 (3.6)	***	***
ABC2N	4327	391 (8.3)	***	***
ABC3Y	4508	210 (4.5)	***	***
ABC3N	4431	287 (6.1)	***	***
ABC4Y	4487	231 (4.9)	***	***
ABC4N	4508	210 (4.5)	***	***
ABC5Y	3333	1385 (29.4)	***	***
ABC5N	4171	547 (11.6)	***	***

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

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

BIBLIOGRAPHIE

- 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, Ray et P. Brown, (Automne 1968). « An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers », *Journal of Accounting Ressources*, 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 Realtionship 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 Annoucements, EmpiricalResearch in Accounting : Selected Studies », Supplement to Journal of Accountig 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.
- Friedman, M., (1953). *The Methodology of Positive Economics. Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press.
- 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 Annoucements : 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.
- Kothari S.P. et J.B. Barner, 1997. « Measuring Long Horizon Security Price Performance », *Journal of Financial Economics*, vol. 43, pp.301-339.

- 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.
- Lehmann, E., 1975. *Nonparametrics : Statistical methods based on ranks* (Holden Day, San Francisco).
- Lloyd, W.P. et C.F. Lee, 1976. « Block Recursive Systems in Asset Pricing Models », *Journal of Finance*, vol. 31, pp.1101-1113.
- 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. M., 1995. « Theory of the Dominant Firm : A Capital Market Test », *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 5, pp.253-270.
- Shepherd,W.G., 1985. The Economic of Industrial Organization, Englewood Cliffs, NJ :Prentice Hall.
- 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.
- Tremblay D., D. Cormier et M. Magnan, 1994. *Théories et Modèles Comptables, Développement et Perspectives*. Presses de l'Université du Québec, Québec, 203 pages

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