

JEAN-FRANÇOIS GAJEWSKI

**Le contenu informatif des prix et des volumes  
à la bourse de Paris**

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 138, n° 3 (1997),  
p. 19-44

<[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1997\\_\\_138\\_3\\_19\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1997__138_3_19_0)>

© Société de statistique de Paris, 1997, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

## II

### ARTICLES

# LE CONTENU INFORMATIF DES PRIX ET DES VOLUMES A LA BOURSE DE PARIS

Jean-François GAJEWSKI<sup>1</sup>

ESA de Grenoble - CERAG

*L'auteur tient à remercier les membres de son jury,  
B. BIAIS, G. CHARREAUX, J. HAMON (Directeur),  
B. JACQUILLAT, P. ROGER et Y. SIMON,  
pour leurs critiques et commentaires  
ainsi que les participants au congrès de l'AFFI  
à Bordeaux en juin 1995.*

---

1. J.F. Gajewski (gajewski@esa.upmf-grenoble.fr) est maître de conférences à l'Ecole Supérieure des Affaires de Grenoble (Univ. Pierre Mendès France, Domaine universitaire, B.P. 47, 38040 Grenoble Cedex 9, Tél. 04 76 82 54 71, Fax 04 76 54 60 68.). Cet article émane de la thèse de doctorat (Gajewski, 1996) qui a été réalisée au CEntre de REcherches sur la Gestion (CEREG) de l'Université Paris-Dauphine. Cette thèse a reçu le Prix de Thèse 1996 de la Société des Bourses Françaises (Bourse de Paris).

Codification JEL : D82, G14

Mots clés : information publique, asymétrie d'information, fourchette de prix

## **Résumé**

### **Le contenu informatif des prix et des volumes à la Bourse de Paris**

La principale hypothèse des modèles qui étudient le mécanisme de formation des prix et des quantités dans un contexte d'asymétrie d'information est que les ordres de grande taille véhiculent plus d'information privée. En supposant que seule la part non anticipée du volume transmet de l'information privée, on considère comme mesure du degré d'asymétrie d'information l'impact, sur le changement du prix d'équilibre, de la part non anticipée du volume. Une étude empirique permet d'analyser le contenu informatif des prix et des volumes à la Bourse de Paris. La méthodologie, inspirée de Hasbrouck (1991b), permet d'abord de classer les titres en fonction de leur qualité informative. Les situations d'asymétrie d'information sont plus fréquentes pour les firmes de petite taille. La méthodologie permet ensuite d'analyser l'assimilation, en séance, de l'information publique et privée, par le marché. Les agents non informés supportent un coût d'asymétrie d'information plus élevé en début de séance, parce que le contenu informatif des prix est plus imprécis.

### **The information content of prices and trades in the Paris Bourse**

The main hypothesis of models which study price and quantity formation in a context of asymmetric information is that large orders transmit more private information. Assuming that only trade innovation transmits private information, we consider the impact of trade innovation on price efficient revision as a measure of the asymmetric information cost. An empirical study analyses the information content of stock prices and trades in the Paris Bourse. The methodology in the style of Hasbrouck (1991b) classifies stocks in terms of information quality. Information asymmetry is higher for small firms. Then, the methodology analyses the intraday diffusion process of public and private information. The uninformed bear a higher asymmetric information cost at the beginning of the trading day, because the information content of stock prices is more imprecise.

## I. Introduction

Parmi les agents qui échangent sur un marché financier, ceux qui sont détenteurs d'informations privées, sont conscients de la transparence de leurs ordres. Par conséquent, ils prennent en compte, dans la formulation de leurs ordres, le fait que ceux-ci peuvent révéler de l'information. C'est ce que Kyle (1985) appelle comportement stratégique de la part des agents informés. Selon l'hypothèse de base de ce modèle, les transactions les plus importantes véhiculent davantage d'information privée. Les agents non informés subissent un risque de sélection adverse plus fort lors des transactions de grande taille.

Sur le plan empirique, la mise en évidence du concept d'asymétrie d'information est plus délicate à réaliser. La première mesure consiste à calculer la part d'asymétrie d'information contenue dans la fourchette de prix. Sur un marché dirigé par les prix, lorsque le teneur de marché est en situation d'asymétrie d'information, il a tendance à élargir sa fourchette pour éviter de subir le risque de sélection adverse. Il diminue ainsi la probabilité d'être exercé par un agent mieux informé que lui, et s'il doit échanger avec des agents informés, il augmente ses gains lors des échanges avec les agents non informés. Sur un marché gouverné par les ordres, un donneur d'ordres à cours limité a tendance à diminuer (respectivement augmenter) son prix de réserve s'il est acheteur (vendeur), lorsqu'il pense que son ordre risque d'être capturé par un agent mieux informé que lui. Dans ces conditions, l'élargissement supplémentaire de la fourchette de prix représente le coût de sélection adverse. Ce coût implicite supplémentaire facturé aux investisseurs peut constituer un moyen de mesurer le degré d'asymétrie d'information <sup>2</sup>, ou la quantité d'information privée révélée par la transaction. Cette voie de recherche consiste à estimer les composantes de la fourchette à partir d'une approche fondée sur les autocorrélations des changements de prix de transactions <sup>3</sup>.

L'approche alternative consiste à considérer, comme mesure du coût d'asymétrie d'information, l'impact permanent des volumes sur les prix. Un agent (qu'il soit donneur d'ordres à cours limité ou teneur de marché), en fixant sa fourchette de prix ainsi que la quantité qu'il souhaite échanger, risque de subir un coût de sélection adverse lorsqu'il effectue des transactions avec des agents mieux informés que lui. Ces transactions véhiculent de l'information

---

2. Cette mesure du concept d'asymétrie d'information peut être remise en cause, car la fourchette de prix n'est en général valable que pour des quantités fixées et petites. De plus, la durée de validité de la fourchette est limitée à la prochaine transaction ou à l'ordre suivant. Dans ces conditions, la composante d'asymétrie d'information permet de quantifier à un instant donné la part de la fourchette due au risque de sélection adverse. Ceci suppose que l'information privée contenue dans les échanges est immédiatement révélée au marché. Or, GLOSTEN et MILGROM (1985) mettent en évidence le fait que plusieurs transactions sont nécessaires avant que le marché n'ait complètement assimilé l'information privée contenue dans le volume de transaction.

3. Voir ROLL (1984), GLOSTEN (1987), STOLL (1989), GEORGE, KAUL et NIMALENDRIAN (1991) et ROOMANS (1993). Voir également BIAIS, FOUCAULT et HILLION (1997) pour une revue de ces modèles.

et ont alors un impact permanent sur les prix. Cet impact rapproche le prix de la valeur fondamentale de l'actif et représente un coût pour l'agent non informé. Comme les échanges en bourse peuvent également se justifier en l'absence d'information privée <sup>4</sup>, sur une transaction, seule la part du volume, non anticipée par le marché, contient de l'information privée <sup>5</sup>. Ceci conduit à considérer comme mesure du coût de sélection adverse l'impact, sur le changement du prix d'équilibre, de la fraction non anticipée du volume. Cependant, les agents ne révisent pas leurs limites de prix seulement lors d'une transaction fondée sur un signal d'information privée. La diffusion d'information publique peut également les inciter à réviser leurs prix de réserve, et ce en l'absence de transaction. Dans ces conditions, la meilleure estimation du coût de sélection adverse correspond à l'impact de la composante innovatrice du volume sur la composante efficiente du changement de prix <sup>6</sup>. L'amplitude de cet impact est une fonction croissante du nombre d'agents informés, de la probabilité qu'un signal ait été effectivement perçu, et de la précision de l'information privée détenue par les agents informés.

En s'appuyant sur cette voie de recherche, cet article permet d'évaluer d'un point de vue empirique le contenu informatif des prix et des volumes à la Bourse de Paris. La méthodologie, qui s'inspire en grande partie de l'article de HASBROUCK (1991b), est exposée dans un premier temps. Ensuite, elle est utilisée afin de classer les titres en fonction de leur qualité informative. Finalement, le contenu informatif des prix et des volumes est analysé au cours d'une séance type.

## II. Qualité informative d'un marché gouverné par les ordres

Les études empiriques, qui étudient le processus d'assimilation de l'information par le marché, ont été réalisées sur des données qui proviennent de marchés, dans lesquels des teneurs de marché ou des spécialistes jouent un rôle central. Sur ces marchés, la contrepartie est institutionnalisée et le teneur de marché affiche une fourchette de prix.

Sur un marché gouverné par les ordres, la fourchette est calculée à partir des deux meilleures limites qui peuvent provenir d'agents différents. La structure d'un marché gouverné par les ordres est donc différente de la structure d'un marché dirigé par les prix. L'objet de cette section est d'examiner comment l'information se propage sur un marché gouverné par les ordres. L'étude empirique est menée sur le marché parisien. Le premier paragraphe

---

4. Les besoins de liquidité justifient ainsi des ajustements dans la composition des portefeuilles en l'absence de toute information privée.

5. Voir HASBROUCK (1988) et HASBROUCK(1991a).

6. Voir HASBROUCK (1991b).

permet d'exposer le type de données utilisées et les variables calculées, le deuxième paragraphe détaille la méthodologie employée et le dernier paragraphe présente des tests préliminaires de causalité.

## II.1 Les données et les variables

Les données sont extraites de la base de données horodatées AFFI-SBF <sup>7</sup>. A partir des données de meilleures limites et des données de transactions (prix et volumes de transactions), l'horodatage à la seconde près a permis la constitution d'un seul fichier dans lequel les meilleures limites ont été croisées avec les transactions par ordre d'arrivée dans le temps.

Toutes les variables de cette étude sont indicées par le temps relatif qui correspond à l'ordre dans lequel les fourchettes et les transactions arrivent <sup>8</sup>. Dans ces conditions, le prix, qui correspond au milieu de la fourchette, est calculé à partir des deux meilleures limites, la meilleure offre  $q_t^a$  et la meilleure demande  $q_t^b$ , selon l'expression 1 :

$$q_t = \frac{q_t^a + q_t^b}{2} . \quad (1)$$

La révision du milieu de fourchette entre deux instants,  $t - 1$  et  $t$ , est définie selon l'expression 2 :

$$r_t = q_t - q_{t-1} . \quad (2)$$

Les volumes retenus pour l'étude empirique sont les volumes de transactions signés. Lorsque la transaction correspond à un achat (respectivement vente), le volume de transaction est affecté du signe positif (respectivement négatif). Pour identifier le sens d'une transaction, les fourchettes de prix et les transactions sont mises en relation. La qualité des données sur le marché parisien par rapport au NYSE permet de classer plus de transactions en achats ou en ventes. Sur le CAC, les données horodatées peuvent être rangées à la seconde près. Dans ces conditions, la confrontation des fourchettes et des transactions permet de classer les transactions en achats ou en ventes pour 90 % des transactions. Pour les transactions ayant lieu à l'intérieur de la fourchette, la règle des distances <sup>9</sup> permet d'affirmer que la transaction est un achat si elle intervient dans le tiers supérieur de la fourchette et une vente si elle intervient dans le tiers inférieur de la fourchette.

---

7. Association Française de Finance – Société des Bourses Françaises.

8. Le temps réel qui sépare deux transactions ou deux ordres n'est pas pris en compte dans l'étude.

9. Voir LEE ET READY (1991).

## II.2 Aspects méthodologiques

La méthodologie s'inspire de HASBROUCK (1991b) <sup>10</sup>. Le premier paragraphe permet de caractériser une mesure du coût d'asymétrie d'information. Le second paragraphe permet de scinder la variance des changements de prix en une partie due à l'information privée et une autre partie due à l'information publique.

### II.2.1 Caractérisation du coût d'asymétrie d'information

Afin de mesurer le coût d'asymétrie d'information, HASBROUCK (1991a) part d'un modèle bivarié des révisions de milieu de fourchette et des volumes de transactions signés. Ce modèle permet d'estimer quel est l'impact sur les prix, d'une unité de volume échangée en plus du niveau de volume de transaction anticipé par le marché. Selon l'hypothèse d'efficience au sens de la forme semi-forte, les donneurs d'ordres à cours limité, fixent leurs prix en fonction de l'historique des prix et des volumes de transactions et de l'information publique qui parvient au marché. De même, ayant connaissance du carnet d'ordres, un investisseur, qui souhaite effectuer une transaction <sup>11</sup>, incorpore dans sa décision d'achat ou de vente, l'historique des prix et des volumes de transactions et sa propre information. Econométriquement, les révisions du milieu de fourchette peuvent être exprimées en fonction des révisions et des volumes de transactions signés passés et d'un terme d'erreur qui synthétise l'information publique. De même, le volume de transaction signé peut être exprimé en fonction des révisions du milieu de fourchette et des volumes de transactions signés passés et d'un terme d'erreur qui résume l'information privée contenue dans la transaction. Si  $r_t$  désigne la révision du milieu de fourchette entre  $t - 1$  et  $t$ , et  $z_t$  le volume signé de la transaction à l'instant  $t$  <sup>12</sup>, un modèle vectoriel autorégressif permet de mettre en relation les volumes de transactions et les révisions de cotations sous la forme 3.

$$\begin{pmatrix} r_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_t \\ z_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix}, \quad (3)$$

où  $A_{ij}(L) = a_{ij}(0) + a_{ij}(1)L + a_{ij}(2)L^2 + \dots$  est un polynôme, fonction de l'opérateur retard  $L$ . Les valeurs des coefficients  $a_{11}(0)$ ,  $a_{21}(0)$  et  $a_{22}(0)$  sont nulles. Par hypothèse, les termes d'erreur vérifient les conditions définies en 4.

$$\begin{cases} \forall i \in \{1, 2\} & E(v_{it}) = 0 \\ \forall (i, j) \in \{1, 2\} & E(v_{it}v_{js}) = 0 \\ \forall i \in \{1, 2\} & Var(v_{it}) = \sigma_i^2 \end{cases} \quad \text{si } t \neq s \quad (4)$$

Ce modèle permet de calculer l'impact sur les prix, de la part non anticipée du volume de transaction. En effet, une innovation d'une unité de volume

10. La méthodologie diffère néanmoins sur la sélection de l'échantillon. En effet, des tests préliminaires de causalité sont effectués.

11. Voir BIAIS, HILLION et SPATT (1995) pour une analyse empirique de l'interaction entre le carnet d'ordres et le flux d'ordres à la Bourse de Paris.

12. Par hypothèse, la transaction en  $t$  a lieu avant la révision du milieu de fourchette en  $t$ .

( $v_{20} = 1$ ) entraîne une révision de fourchette ( $r_0 = a_{12}(0)$ ). Le choc initial et la révision de fourchette induite provoquent une nouvelle transaction (achat ou vente). En itérant ce processus jusqu'à un rang déterminé  $n$ <sup>13</sup>, la somme des révisions de fourchette permet d'évaluer l'impact sur les prix, d'une transaction fondée sur un signal d'information privée, selon la formule définie en 5.

$$\alpha_n(v_{20}) = \sum_{t=0}^n E(r_t | v_{20}). \quad (5)$$

L'effet permanent du signal d'information privée sur le prix n'est perçu qu'après un nombre donné de révisions de prix. Par les révisions de fourchette successives, le prix affiché converge donc vers la révision du prix efficient. Dans ces conditions,  $\alpha_n$  mesure l'information privée révélée par une unité de volume de transaction supplémentaire par rapport à la fraction anticipée. Lorsqu'une transaction contient une innovation d'une unité de volume, cela entraîne une augmentation du milieu de la fourchette de  $\alpha_n$  francs. Une part non anticipée du volume de transaction correspondant à  $x$  actions entraîne alors une révision de l'estimation du prix de  $x \times \alpha_n$ . Le coefficient  $\alpha_n$  peut donc être interprété soit comme une mesure de l'information privée contenue dans une transaction soit comme un coefficient d'asymétrie d'information entre les investisseurs.

### II.2.2 Mesure du processus d'assimilation de l'information par le marché

Le coefficient d'asymétrie d'information permet de quantifier l'impact sur les prix, d'une transaction réalisée sur la base d'un signal d'information privée. Cependant, les donneurs d'ordres à cours limité ne révisent pas leurs prix seulement en inférant de l'information à partir des transactions. L'annonce d'une information (publique) peut également les inciter à réviser leurs anticipations. Dans ces conditions, il s'agit de distinguer dans la révision du prix, la part due à de l'information publique de celle due à de l'information privée. Afin d'isoler les deux composantes, le prix milieu de fourchette est exprimé en fonction d'un terme (composante efficiente du prix), qui reflète toute l'information (publique et privée) disponible en  $t$ , et d'un terme résiduel, qui reflète toutes les imperfections de marché, selon la forme 6.

$$q_t = m_t + s_t. \quad (6)$$

Si  $w_t$  désigne la révision du prix efficient, la révision du milieu de fourchette,  $r_t$ , peut être exprimée sous la forme 7.

$$r_t = w_t + s_t - s_{t-1}. \quad (7)$$

---

13. Le rang est déterminé de manière à ce que la révision du milieu de fourchette au rang  $n$  soit inférieure à une variable de précision  $\epsilon$ .



La qualité informative du marché, qui permet d'apprécier le processus d'assimilation de l'information publique et de l'information privée par le marché, est estimée par la variance de révision du prix efficient. Cette variance est scindée en deux composantes, l'une expliquée par les révisions du milieu de fourchette dues aux annonces d'information publique ( $\sigma_{wr}^2$ ), et l'autre expliquée par les transactions fondées sur des signaux d'information privée ( $\sigma_{wz}^2$ ). La décomposition de la variance des changements du prix efficient peut alors s'écrire selon la forme définie en 8.

$$\sigma_w^2 = \sigma_{wr}^2 + \sigma_{wz}^2. \quad (8)$$

Le modèle vectoriel autorégressif 3 permet d'estimer la part de chacune des variances, la part de variance des changements du prix efficient expliquée par l'information publique, et la part expliquée par l'information privée, à partir des expressions définies en 9.

$$\begin{cases} \sigma_{wr}^2 = \text{var}[E(w_t | v_{1t})] \\ \sigma_{wz}^2 = \text{var}[E(w_t | v_{2t})]. \end{cases} \quad (9)$$

Sous l'hypothèse de stationnarité du processus bivariable (révisions du milieu de fourchette et volumes de transactions signés), le modèle vectoriel autorégressif 3 peut être inversé et représenté sous la forme d'un système, constitué de deux moyennes mobiles infinies, défini en 10.

$$\begin{cases} r_t = v_{1t} + \sum_{i=1}^{\infty} a_i^* v_{1t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} b_i^* v_{2t-i} \\ z_t = v_{2t} + \sum_{i=1}^{\infty} c_i^* v_{1t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} d_i^* v_{2t-i} \end{cases} \quad (10)$$

Sous cette forme, le processus vectoriel autorégressif permet de calculer la part de variance de révision du prix efficient expliquée par les révisions de prix (information publique) et la part expliquée par les transactions (information privée), à l'aide des expressions définies en 12.

$$\begin{cases} \sigma_{wr}^2 = \left(1 + \sum_{i=1}^{\infty} a_i^*\right)^2 \sigma_1^2 \\ \sigma_{wz}^2 = \left(\sum_{i=0}^{\infty} b_i^*\right)^2 \sigma_2^2. \end{cases} \quad (11)$$

En rapportant les parts de variance à la variance totale de révision du prix efficient, les expressions définies en 12 permettent d'obtenir des mesures relatives.

$$\begin{cases} R_{wz}^2 = \frac{\sigma_{wz}^2}{\sigma_w^2} \\ R_{wr}^2 = \frac{\sigma_{wr}^2}{\sigma_w^2} \end{cases} \quad (12)$$

### II.2.3 Tests préliminaires de causalité

HASBROUCK (1991b) pose une limite à son étude, car il n'est pas du tout assuré que les révisions de fourchette ont un impact sur les volumes. Il propose une extension éventuelle de son étude grâce à des tests de causalité. L'étude présente permet de construire ces tests de causalité qui vont permettre de sélectionner l'échantillon. Seuls les titres validant les tests de causalité sont retenus.

A partir de l'échantillon initial, les titres, pour lesquels la révision de fourchette et le volume de transaction signé n'engendrent pas de relation causale au sens de GRANGER (1969), sont éliminés. On dit qu'une variable  $y$  cause une variable  $x$  au sens de GRANGER (1969) si la connaissance du passé de  $y$  permet d'améliorer la prévision de  $x$ . Pour tous les titres de l'échantillon, deux tests de causalité sont réalisés sur le modèle vectoriel autorégressif défini en 3. Le test de causalité du volume de transaction signé vers la révision du milieu de fourchette est équivalent à un F-test standard de l'hypothèse de nullité de l'ensemble des coefficients de  $z_t$  dans le modèle vectoriel autorégressif 3, selon la forme définie en 13.

$$H_0 : a_{12}(0) = a_{12}(1) = a_{12}(2) = a_{12}(3) = \dots = 0. \quad (13)$$

De même, le test de causalité de la révision du milieu de fourchette vers le volume de transaction signé est équivalent à un F-test standard de l'hypothèse de nullité de l'ensemble des coefficients de  $r_t$  dans le modèle vectoriel autorégressif 3, selon la forme définie en 14.

$$H_0 : a_{21}(1) = a_{21}(2) = a_{21}(3) = \dots = 0. \quad (14)$$

Ces deux tests permettent de sélectionner un échantillon de 114 titres sur la période de mars 1990 à avril 1991.

## III. Résultats empiriques

A partir de la méthodologie exposée dans la section précédente, deux approches ont été adoptées. Dans un premier temps, les titres sont classés en fonction de leur qualité informative. Dans un second temps, le processus d'assimilation de l'information publique et privée est estimé au cours d'une séance de bourse type.

### III.1 Typologie des titres en fonction de leur qualité informative

L'objet de ce paragraphe est de caractériser les titres qui permettent une meilleure assimilation de l'information publique et privée par le marché.

#### III.1.1 Mesure absolue de la qualité informative des titres

A partir de la méthodologie exposée dans le paragraphe précédent, la variance du changement du prix efficient et sa décomposition en deux parties (information publique et information privée) ont été calculées pour chacun des 114 titres de l'échantillon sur la période de mars 1990 à avril 1991. Le tableau 1 illustre l'évolution des différentes variables en fonction de la fourchette relative, de la fourchette absolue et de la capitalisation.

**TAB 1** *Typologie des titres en fonction de leur qualité informative.*

NB : en partant des expressions  $\sigma_{wr}^2 = \left(1 + \sum_{i=1}^{\infty} a_i^*\right)^2 \sigma_1^2$  et  $\sigma_{wz}^2 = \left(\sum_{i=0}^{\infty} b_i^*\right)^2 \sigma_2^2$ ,

ce tableau donne les coefficients de corrélation entre, d'une part, la capitalisation (*CAPIT*), la fourchette en valeur absolue (*AF*) et la fourchette en valeur relative (*RF*), et d'autre part, l'indice d'asymétrie d'information, défini par  $\alpha_n = \sum_{i=0}^{\infty} b_i^*$ , l'intensité du volume de transaction dû à l'information privée, notée  $\sigma_2$ , la volatilité des changements du prix efficient expliquée par les transactions, notée  $\sigma_{wz}$ , le facteur multiplicateur dû à la révision de 1F du milieu de fourchette, défini par  $\mu = 1 + \sum_{i=1}^{\infty} a_i^*$ , l'intensité des révisions du milieu de fourchette dues à l'information publique, notée  $\sigma_1$ , la volatilité des changements du prix efficient expliquée par les révisions du milieu de fourchette, notée  $\sigma_{wr}$  et la volatilité des changements du prix efficient, notée  $\sigma_w$ . Tous les coefficients de corrélation sont significatifs au seuil de 0,001 %.

	<i>CAPIT</i>	<i>AF</i>	<i>RF</i>
<i>CAPIT</i>	1	-0,31	-0,80
<i>AF</i>	-0,31	1	0,53
<i>RF</i>	-0,80	0,53	1
$\alpha_n$	-0,38	0,87	0,55
$\sigma_2$	0,42	-0,82	-0,56
$\sigma_{wz}$	-0,31	0,90	0,49
$\mu$	0,58	-0,42	-0,75
$\sigma_1$	-0,35	0,98	0,57
$\sigma_{wr}$	-0,30	0,99	0,51
$\sigma_w$	-0,31	0,99	0,52

D'après le tableau 1, la capitalisation (*CAPIT*) décroît avec la fourchette absolue (*AF*) et la fourchette relative (*RF*). Cette relation a été observée

sur le marché français par HAMON et JACQUILLAT (1992) et sur le NYSE par HASBROUCK (1991b). La volatilité des changements du prix efficient ( $\sigma_w$ ) décroît avec la taille du titre et croît avec les fourchettes absolues et relatives. Les titres les plus faiblement capitalisés subissent de plus amples variations du prix efficient que les titres fortement capitalisés. Par conséquent, l'information, qu'elle soit à caractère privé ou public, a un impact d'autant plus fort sur l'évolution du cours du titre que l'entreprise est de petite taille. Il apparaît donc que les donneurs d'ordres à cours limité sont incités à réviser leurs anticipations de manière plus erratique pour les titres de petite taille.

Cependant, ce résultat est global et ne permet pas de dire si les cours sont plus sensibles à l'information publique qui arrive sur le marché ou à l'information privée contenue dans les transactions. Afin de répondre à cette question, la variance des changements du prix efficient a été scindée en deux parties : une partie expliquée par les innovations sur les révisions de fourchettes ( $\sigma_{wr}^2$ ) et une partie expliquée par les innovations sur les volumes de transactions signés ( $\sigma_{wz}^2$ ). La part expliquée par les révisions de fourchette traduit la variance des changements du prix efficient due à l'information publique. Elle permet d'expliquer comment les donneurs d'ordres à cours limité réagissent à l'annonce d'une information. Plus les donneurs d'ordres à cours limité vont attacher d'importance à la publication d'une information, plus ils vont être conduits à réviser leurs anticipations. La part expliquée par les transactions traduit comment le marché assimile l'information privée contenue dans les volumes.

Le tableau 1 permet d'observer que les volatilités,  $\sigma_{wr}$  et  $\sigma_{wz}$ , diminuent lorsque la taille du titre s'accroît<sup>14</sup>, et augmentent lorsque la fourchette relative et la fourchette absolue se réduisent. Par conséquent, il apparaît que les cours des titres faiblement capitalisés sont plus sensibles à l'arrivée d'information, qu'elle soit de nature publique ou privée. Une information à caractère public provient d'annonces officielles faites sur le marché alors que l'information privée est inférée à partir du volume d'une transaction réalisée par un agent informé. En ce sens, le processus d'arrivée de l'information sur les marchés n'est pas identique en fonction du type d'information reçue. Malgré cette différence, l'évolution des cours des grandes entreprises est plus régulière quelle que soit la nature de l'information.

Néanmoins, l'origine différente de l'information publique et de l'information privée entraîne des résultats divergents quant au mécanisme d'incorporation de l'information dans les prix et les volumes. En décomposant, en deux termes, la volatilité du changement du prix efficient expliquée par les prix ( $\sigma_{wr}$ ) et volatilité expliquée par les volumes ( $\sigma_{wz}$ ), on peut constater que le processus d'assimilation de l'information publique par le marché n'est pas identique à celui de l'information privée.

---

14. Ces résultats, observés sur le marché parisien, sont similaires à ceux constatés par HASBROUCK (1991b) sur le NYSE, et ce malgré la différence de structure de marché.

Le premier facteur représente l'intensité du flux d'information qui arrive sur le marché. En ce qui concerne la variable  $\sigma_{wr}$ , c'est un facteur d'intensité de l'information publique qui arrive sur le marché ( $\sigma_1$ ). Il traduit la régularité avec laquelle les agents incorporent l'information publique dans les prix des meilleures limites. Plus ce facteur est grand, moins le flux d'informations publiques qui arrive sur le marché est régulier. En ce qui concerne la variable  $\sigma_{wz}$ , c'est un facteur d'intensité de l'information privée qui est contenue dans les ordres ( $\sigma_2$ ). Il exprime la régularité avec laquelle les agents informés vont intervenir sur le marché. Ce facteur est d'autant plus élevé que l'intervention des agents informés est erratique. Le deuxième facteur représente l'amplitude avec laquelle les donneurs d'ordres à cours limité répercutent l'information dans les cours. En ce qui concerne la variable  $\sigma_{wr}$ , le facteur  $\mu$  traduit l'amplitude de la réaction des donneurs d'ordres à cours limité à la publication d'une information. En ce qui concerne la variable  $\sigma_{wz}$ , le facteur  $\alpha_n$  traduit l'importance avec laquelle les donneurs d'ordres à cours limité répercutent, dans les cours, l'information privée, inférée à partir des volumes de transactions.

En observant le tableau 1, il apparaît que l'écart type des innovations sur la révision du prix ( $\sigma_1$ ) décroît avec la capitalisation et croît avec les fourchettes absolue et relative. Donc, l'intensité avec laquelle les agents révisent leur estimation du prix sur la base de l'information publique est moins importante pour les titres de faible capitalisation. Le caractère irrégulier de l'incorporation de l'information publique lié à la taille peut être expliqué par le fait que les grandes entreprises publient plus d'informations que les petites entreprises, et qu'elles suscitent un intérêt plus grand. Le nombre d'analystes financiers est plus important et les analyses financières des grandes entreprises sont plus fréquentes<sup>15</sup>. De plus, alors que les cours des grandes firmes réagissent davantage à des données de nature macro-économique, ceux des petites firmes sont probablement plus sensibles à des informations de nature spécifique à la firme. Ce type d'information est moins régulier que des informations économiques. Il est donc probable que, pour une firme faiblement capitalisée, le processus d'incorporation de l'information soit moins régulier, et qu'ainsi, la variance des innovations sur les révisions de cotations soit plus forte. Cependant, la volatilité des changements du prix efficient expliquée par les prix ( $\sigma_{wr}$ ) est pondérée par un coefficient multiplicateur  $\mu$  qui exprime l'amplitude avec laquelle une information publique est répercutée dans les cours. L'effet amplificateur de la répercussion de l'information publique dans les prix est beaucoup plus fort pour les firmes de grande taille. Comme cet effet est moins important que l'effet d'intensité de l'arrivée d'information publique sur le marché, la volatilité des changements du prix efficient expliquée par les changements de prix est d'autant plus grande que la firme est petite.

Quant à l'information privée, la volatilité expliquée par les transactions ( $\sigma_{wz}$ ) est plus élevée pour les titres faiblement capitalisés. Mais, le processus d'incorporation de l'information privée n'est pas identique au processus

---

15. Dans ce cas, il est fait référence aux analyses largement diffusées aux agents qui interviennent sur les marchés financiers.

d'incorporation de l'information publique. En effet, d'après les résultats du tableau 1, l'écart-type des innovations sur les volumes de transactions ( $\sigma_2$ ) est plus faible pour les titres de faible capitalisation. Donc, le flux d'informations privées est moins régulier pour les titres fortement capitalisés. Les transactions initiées sur la base d'une information privée sont plus fréquentes relativement à l'ensemble des transactions, pour les titres de petite taille. Ceci est cohérent avec le fait que les titres de faible taille font l'objet de publications d'informations ou d'analyses moins fréquentes, ce qui laisse une marge plus importante à l'acquisition d'information privée. Les agents informés ont d'autant plus d'incitations à acquérir de l'information privée que la publication d'informations est très éparse. De plus, les cours des petites entreprises réagissent plus que ceux des grandes entreprises à des publications de nature spécifique à la firme. Donc, plus la firme est petite, plus elle fait l'objet de transactions fondées sur la détention d'informations privées. Cependant, lorsqu'une transaction est fondée sur la détention d'un signal d'information privée, les agents non informés tentent d'inférer le signal à partir du volume de transaction. Cette information est alors répercutée dans les cours avec un effet multiplicateur  $\alpha_n$  beaucoup plus important pour les titres de faible taille. Comme l'effet multiplicateur est prépondérant par rapport à l'effet d'intensité de l'arrivée d'information privée sur le marché, la volatilité des changements du prix efficient expliquée par les transactions est d'autant plus grande que la firme est petite.

### III.1.2 Mesures relatives du contenu informatif des prix et des volumes

Le paragraphe précédent permet de dresser une typologie des titres en fonction de leur qualité informative. Il permet également d'analyser le contenu informatif des prix et des volumes en distinguant l'effet d'intensité de l'effet de répercussion de l'information dans les cours. Cependant, rien ne permet de dire si les donneurs d'ordres à cours limité révisent leurs prix en accordant plus d'importance à l'information privée qu'à l'information publique ou inversement. Une analyse en pourcentage de la variance totale montre que les effets d'information publique expliquent 85 % en moyenne de la variance de révision du prix efficient. HASBROUCK (1991b) constate que 66 % de la variance de révision du prix efficient sur le NYSE est due aux révisions de cotations (information publique).

Deux hypothèses peuvent expliquer cette différence. Sur le NYSE, seul le spécialiste a la connaissance du carnet d'ordres, alors que sur le CAC l'ensemble des agents du marché peuvent accéder en temps réel à la connaissance des cinq meilleures limites à l'achat et à la vente et les sociétés de bourse ont accès à la totalité du carnet. De ce point de vue, le marché parisien est plus transparent que le marché du NYSE. La deuxième hypothèse concerne la taille des transactions. Conformément au modèle d'EASLEY et O'HARA (1987), les transactions importantes véhiculent davantage d'informations que les petits ordres. Or, la réforme du 19 septembre 1994 permet au marché parisien de

disposer d'un véritable marché de blocs organisé, au moins sur 53 valeurs <sup>16</sup>. Les transactions de blocs sont immédiatement déclarées à la SBF qui publie ces opérations dans les deux heures si la quantité échangée est inférieure à cinq fois la taille normale d'un bloc et le jour de bourse suivant si la quantité est supérieure à cinq fois la taille normale d'un bloc <sup>17</sup>.

Avant la réforme de septembre 1994, les transactions de blocs d'actions étaient exécutées sous la forme d'*ordres soignants*, par exécutions successives de fractions du bloc à la meilleure fourchette. L'exécution fractionnée révèle la même quantité d'information privée si on sait que les ordres successifs proviennent du même agent. A supposer que cela soit le cas, il reste que le bloc révèle plus rapidement l'information privée. Dans ces conditions, les cours subissent un choc plus important lors de l'exécution d'un bloc que lors d'une exécution fractionnée en petits ordres. Compte tenu de la période d'étude 1990-1991, il est possible que l'information privée soit un facteur explicatif moins déterminant de la variance de révision du prix efficient dans le cas du marché parisien que dans le cas du NYSE.

### III.2 Structure en séance du processus d'intégration de l'information

L'objet de ce paragraphe est d'examiner quelles sont les périodes en séance qui favorisent une meilleure incorporation de l'information publique et privée dans les cours et les volumes de transactions.

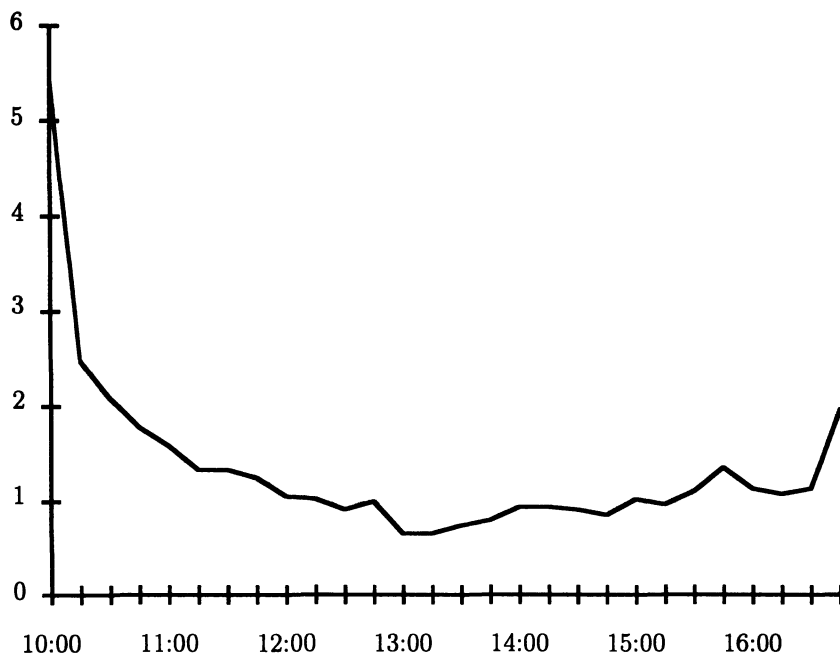
#### III.2.1 Profil d'ajustement des cours à l'information

La séance de bourse a été divisée en 28 quart d'heures. Les révisions du milieu de fourchette et les volumes de transactions signés ont été regroupés par quart d'heure et par titre. Afin de permettre une estimation des paramètres, les titres qui ne comportent pas au moins 500 fourchettes de prix sur un quart d'heure, ne sont pas pris en compte sur ce quart d'heure. La volatilité des changements du prix efficient, la volatilité expliquée par les prix (information publique) et celle expliquée par les transactions (information privée) ont alors été calculées sur chaque quart d'heure pour chaque titre. Une séance type a ainsi pu être estimée par variable en effectuant la moyenne inter-titres par quart d'heure.

---

16. La SBF détermine chaque trimestre la taille normale des blocs (TNB) par rapport aux volumes de transactions et aux volumes des meilleures limites à l'achat et à la vente. Le prix de la transaction s'effectue à l'intérieur d'une fourchette moyenne pondérée, qui est calculée à l'aide des limites en pondérant les prix par le nombre de titres disponibles aux différentes limites, à concurrence de la TNB.

17. Il existe également des blocs structurants qui portent au minimum sur 10 % du capital ou sur un montant supérieur à 500 MF. Le prix est alors établi à l'intérieur de la fourchette élargie de 10 % de chaque côté des bornes de celle-ci.



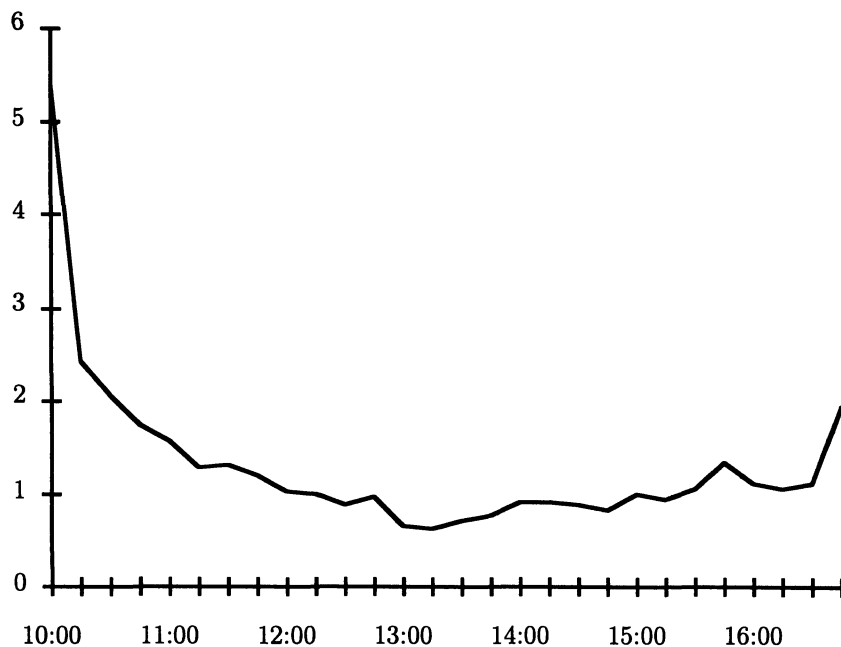
**FIG 1** *Volatilité des changements de prix.*

Ce graphique décrit la séance type de la volatilité des changements du prix efficient (en ordonnée), définie par  $\sigma_w = \sqrt{\sigma_{w_r}^2 + \sigma_{w_z}^2}$ . Le calcul de cette volatilité est effectué par titre et par quart d'heure. Une moyenne inter-titres sur chaque quart d'heure permet d'obtenir la séance type, divisée en 28 périodes d'un quart d'heure (en abscisse).

D'après la forme en *U* du graphique 1, le contenu informatif des prix et des volumes est plus important en début et en fin de séance. L'information (publique et privée) est assimilée par le marché plus régulièrement en milieu de séance. Ce phénomène peut être expliqué par le fait que l'information parvient au marché en milieu de séance avec une intensité moins forte. Cependant, ce résultat reste global et ne permet pas de distinguer le processus d'intégration de l'information publique du processus d'incorporation de l'information privée.

Le résultat du graphique 1 est confirmé en distinguant la volatilité expliquée par l'information publique de celle expliquée par l'information privée. La forme en *U* des graphiques 2 et 3 montre que, si les volumes de transactions véhiculent plus d'information privée en début et en fin de séance, les prix semblent aussi véhiculer davantage d'information publique en début et en fin de séance.



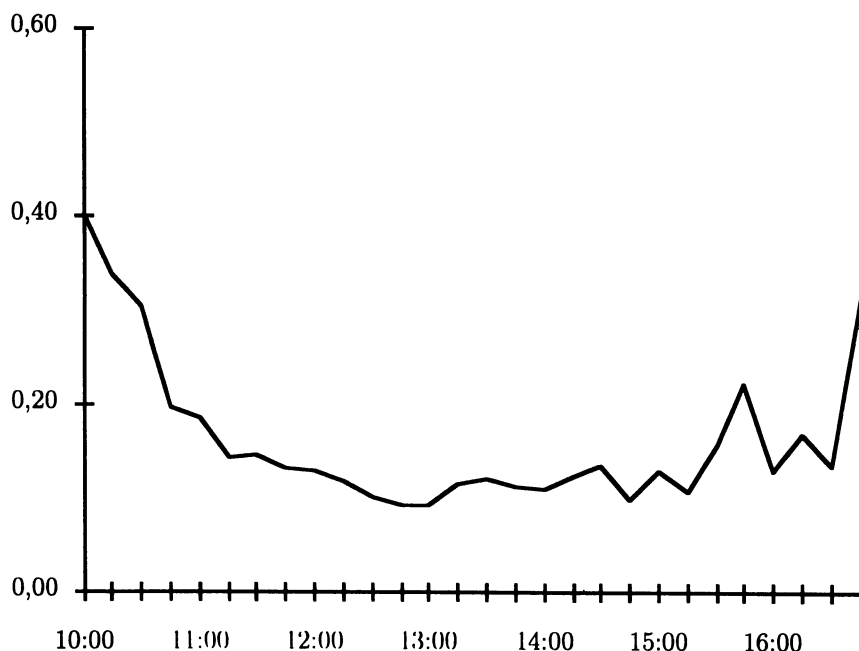
**FIG 2**

*Volatilité des changements du prix efficient expliquée par les révisions de prix.*

La volatilité expliquée par les révisions de prix (en ordonnée) est définie par

$$\sigma_{wr} = \left( 1 + \sum_{i=1}^{\infty} a_i^* \right) \sigma_1.$$

Cet écart type donne une mesure du processus d'assimilation de l'information publique par le marché. Le calcul de cette volatilité est effectué par titre et par quart d'heure. Une moyenne inter-titres sur chaque quart d'heure permet d'obtenir la séance type, divisée en 28 périodes d'un quart d'heure (en abscisse).



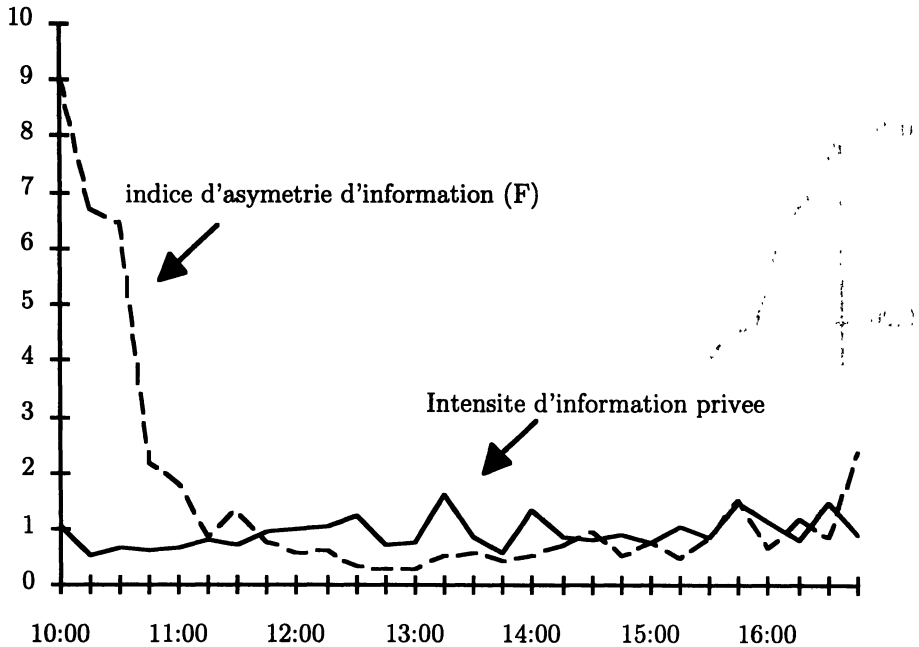
**FIG 3** Volatilité des changements du prix efficient expliquée par les transactions.

La volatilité expliquée par les transactions (en ordonnée) est définie par

$$\sigma_{wz} = \left( \sum_{i=0}^{\infty} b_i^* \right) \sigma_2.$$

Cet écart type donne une mesure du processus d'assimilation de l'information privée par le marché. Le calcul de cette volatilité est effectué par titre et par quart d'heure. Une moyenne inter-titres sur chaque quart d'heure permet d'obtenir la séance type, divisée en 28 périodes d'un quart d'heure (en abscisse).

Cependant, d'après les graphiques 4 et 5, le mécanisme d'assimilation de l'information privée par le marché n'est pas similaire à celui de l'information publique. Le graphique 4 montre que le coût d'asymétrie d'information est très élevé en début de journée, diminue ensuite, pour remonter légèrement en fin de journée. Les agents non informés subissent un coût d'asymétrie d'information moins élevé en milieu de séance. Le graphique 4 apporte un second résultat selon lequel les échanges provenant d'agents informés sont effectués avec la même intensité au cours de la séance. Les agents informés interviennent de manière plutôt régulière au cours de la séance. En effet, l'écart-type des transactions fondés sur des détentions d'information privée est constant au cours de la séance. Or, sur la période 1990-1991, le marché de blocs n'existe pas encore. Les agents qui détiennent des informations privées et qui désirent échanger des volumes importants ont recours aux ordres *soignants*. En raison de la fragmentation des ordres provenant d'agents informés, l'utilisation de l'information privée dans les transactions est plus régulière.

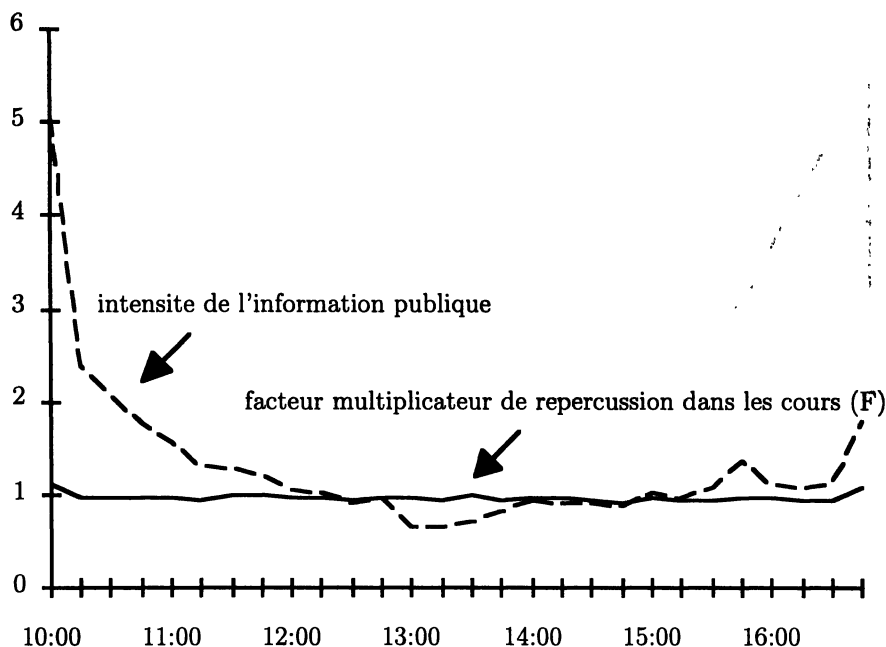


**FIG 4** *Coût d'asymétrie d'information et écart-type des transactions dues à l'information privée.*

A partir de l'expression,  $\sigma_{wz}^2 = \left( \sum_{i=0}^{\infty} b_i^* \right)^2 \sigma_2^2$ , le coût d'asymétrie d'information est

mesuré par  $\alpha_n = \sum_{i=0}^{\infty} b_i^*$ . L'écart type des transactions fondées sur la détention d'informations privées est défini par  $\sigma_2$ . Le calcul de ces deux variables (représentées en ordonnée) est effectué par titre et par quart d'heure. Une moyenne inter-titres sur chaque quart d'heure permet d'obtenir la séance type, divisée en 28 périodes d'un quart d'heure (en abscisse).

Selon le graphique 5, le processus d'incorporation de l'information publique dans les prix est opposé au processus d'intégration de l'information privée. Les annonces d'information (publique) sont répercutées dans les cours avec le même effet multiplicateur tout au long de la séance de bourse. En revanche, l'information publique arrive sur le marché avec une intensité plus forte en début de séance qu'au milieu de la séance. L'accumulation d'informations entre deux séances de bourse est à l'origine d'un flux important d'informations en début de séance. Cela permet d'expliquer l'augmentation de la volatilité des changements du prix efficient en début de séance. Alors que le flux d'informations privées arrive de manière régulière sur le marché au long de la séance, le flux d'informations publiques est concentré en début de séance.

**FIG 5**

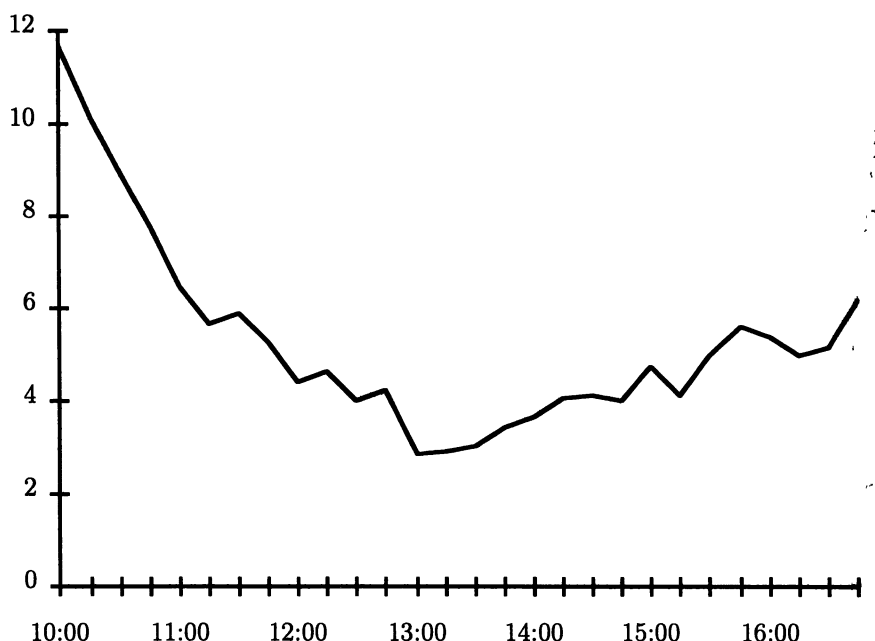
*Effet multiplicateur et intensité de l'information publique en séance.*

A partir de l'expression,  $\sigma_{wr}^2 = \left(1 + \sum_{i=1}^{\infty} a_i^*\right)^2 \sigma_1^2$ , le facteur multiplicateur est mesuré

par  $\mu = 1 + \sum_{i=1}^{\infty} a_i^*$ . L'écart type des changements du milieu de fourchette de prix, expliqué par l'arrivée d'informations publiques, est défini par  $\sigma_1$ . Le calcul de ces deux variables (représentées en ordonnée) est effectué par titre et par quart d'heure. Une moyenne inter-titres sur chaque quart d'heure permet d'obtenir la séance type, divisée en 28 périodes d'un quart d'heure (en abscisse).

D'après le graphique 5, la réaction des cours à l'annonce d'une information (publique) est constante au cours de la séance, alors que le coût d'asymétrie d'information (mesure de la réaction des cours à une transaction fondée sur de l'information privée) suit une forme en U au cours de la séance de bourse. Comme le coût d'asymétrie d'information est une composante du coût de transaction implicite (estimé par la fourchette), ce résultat confirme celui qui est mis en évidence par le graphique 6, selon lequel la fourchette absolue est plus forte en début et en fin de séance qu'en milieu de séance<sup>18</sup>.

18. Voir également HAMON et JACQUILLAT (1992) et McINISH et WOOD (1992) sur le NYSE.



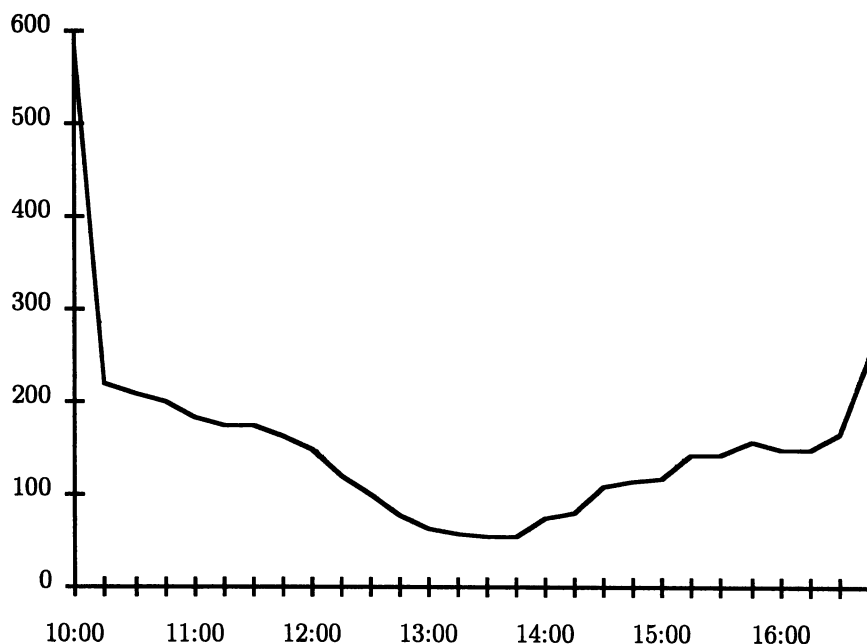
**FIG 6** *Fourchette absolue en séance.*

La séance est divisée en 28 périodes d'un quart d'heure (en abscisse). La fourchette absolue (en ordonnée) est mesurée à chaque instant  $t$  par la différence entre le prix de la meilleure limite à la vente et le prix de la meilleure limite à l'achat. Sur chaque quart d'heure, une moyenne inter-titres est estimée à partir des fourchettes moyennes de chacun des titres.

Paradoxalement, selon les études antérieures<sup>19</sup>, confirmées par le graphique 7, les volumes sont également concentrés en début et en fin de séance. Les investisseurs échangent davantage au moment où les coûts de transaction (fourchette de prix et coût d'asymétrie d'information) sont les plus élevés. La concentration des ordres en début et en fin de séance conduit à plusieurs interprétations. Une des interprétations consiste à expliquer l'accroissement d'activité par des divergences d'opinions ou d'anticipations<sup>20</sup>. La double analyse du processus d'assimilation de l'information publique et de l'information privée fournit une autre interprétation.

19. Voir JAIN et JOH (1988), HAMON et JACQUILLAT (1992), FOSTER et VISWANATHAN (1993) et BERRY et HOWE (1994).

20. Voir VERRECCHIA (1981) et KARPOFF (1987).



**FIG 7** *Evolution du volume de transaction en séance (en milliers).*

La séance est divisée en 28 périodes d'un quart d'heure (en abscisse). Le volume de transaction (en ordonnée) est agrégé sur l'ensemble de l'échantillon par quart d'heure. Ensuite, la moyenne du volume de transaction de chaque quart d'heure est calculée à partir de toutes les séances.

L'accumulation d'informations en dehors des heures d'ouverture entraîne la formation d'un flux important d'informations publiques en début de séance. Comme les agents ajustent leur estimation du prix en fonction de cette information publique, l'augmentation de l'intensité du flux d'informations publiques en début de séance provoque un accroissement de la variance des changements du prix efficient. Cette variance traduit l'imprécision de l'information publique contenue dans les cours. Après l'ouverture du marché, le flux d'informations publiques, qui arrive sur le marché, diminue, et la composante efficiente du prix cesse alors de fluctuer. L'information publique contenue dans les prix devient plus précise. Il est possible d'assimiler cette phase d'ouverture à un processus de découverte du *vrai* prix de l'action.

Dans ces conditions, l'accroissement du flux d'informations publiques en début de séance incite tous les agents à changer la composition de leur portefeuille. L'augmentation du volume de transaction provient de l'intervention de tous

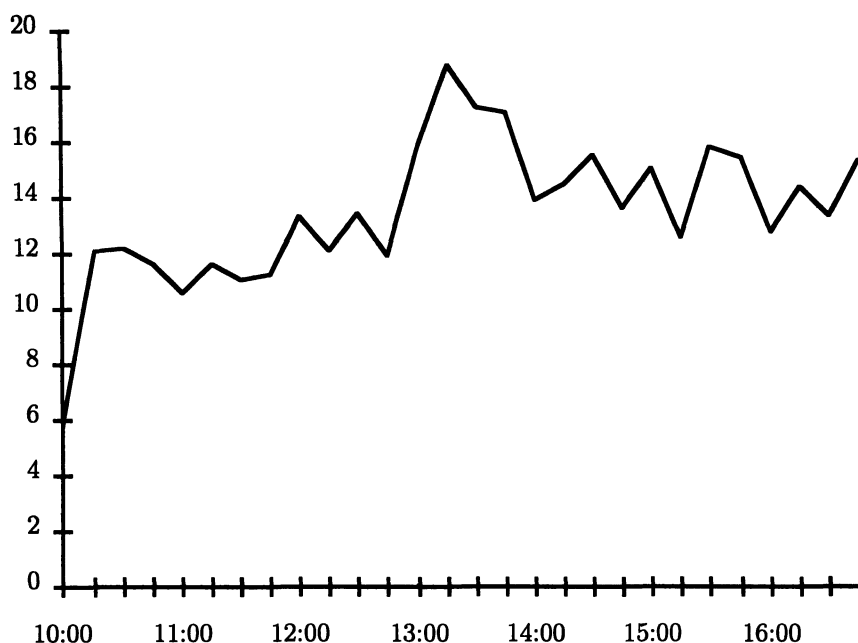
les agents désireux d'échanger sur la base de ce flux. Les agents informés n'interviennent pas plus à ce moment qu'à un autre moment de la séance. En revanche, certains agents, du fait de leur fonction ou de l'exploitation de l'information publique, sont mieux disposés pour analyser l'information publique qui parvient sur le marché en début de séance. Cette exploitation de l'information conduit alors à la formation d'une information plus fine. Cet avantage informationnel provient de la capacité de certains agents à transformer l'information publique en information plus fine et non de la détention d'informations privées avant l'ouverture de la séance. Ceci entraîne la formation d'un coût d'asymétrie d'information plus important en début de séance. Ce coût d'asymétrie d'information ne provient pas de l'intervention des agents qui étaient informés avant l'ouverture de la séance mais d'agents qui ont la capacité d'exploiter l'information publique et d'en extraire une information plus fine.

Ces agents profitent de la phase d'instabilité des cours eu égard à l'arrivée d'un plus grand flux d'informations en début de journée. Ils sont alors très pressés d'échanger sur la base de leur avantage informationnel généré à partir de l'information publique. Cet avantage a une durée de vie très courte. Il disparaît lorsque l'ensemble des agents du marché parvient à interpréter correctement la publication des informations. L'objectif des agents qui réussissent à retraiter rapidement l'information est de mettre à profit cet avantage informationnel en effectuant des échanges le plus tôt possible avant que les cours n'aient réellement intégré l'ensemble de l'information. Cette volonté d'échange explique l'augmentation du volume de transaction en début de séance. L'augmentation du volume de transaction en début de séance ne correspond pas à une augmentation du volume provenant d'agents informés ex-ante, comme le laissent penser ADMATI et PFLEIDERER (1988), mais plutôt à une augmentation du nombre d'agents désireux d'échanger sur la base d'une information plus fine, générée à partir de l'information publique. Ce sont des agents qui sont devenus informés en début de séance. Les agents informés n'échangent pas pour camoufler leurs ordres mais ils échangent en raison du caractère périssable de leur information. Cet accroissement du volume de transaction entraîne alors la formation d'un coût d'asymétrie d'information, plus élevé en début de séance. Le graphique 4 met en valeur l'augmentation du coût de sélection adverse en début de séance. Ceci permet de donner une justification à l'augmentation des fourchettes absolues en début de séance. L'accroissement des fourchettes de prix provient d'une augmentation du coût d'asymétrie d'information.

### III.2.2 Mesures relatives du processus d'incorporation de l'information en séance

L'analyse précédente peut être appuyée lorsque l'on étudie les rapports  $R_{wz}^2$  et  $R_{wr}^2$ , définis en 12. Elle devrait être confirmée par une part de variance expliquée par l'information privée moins importante en début de séance qu'en milieu de séance, relativement à la variance totale (information publique et information privée).

Le graphique 8 met en évidence le fait que la variance de révision du prix efficient est surtout expliquée par les phénomènes d'information publique en début de séance. En milieu de séance, l'information privée extraite des volumes pèse davantage sur les révisions de prix efficient. En fin de séance, la variance de révision du prix efficient apparaît de nouveau imputable à l'information publique. Cette analyse en termes relatifs confirme l'hypothèse selon laquelle l'accroissement du volume de transaction en début de séance est due à l'arrivée d'un plus grand flux d'informations publiques. L'exploitation de cette information est à l'origine de situations d'asymétrie d'information, qui engendrent la formation d'un coût d'asymétrie d'information, plus élevé en ouverture de séance.



**FIG 8**

*Pourcentage de variance de révision du prix efficient due aux volumes.*

Le pourcentage de variance expliquée par les transactions (en ordonnée) est défini par le rapport  $R_{wz}^2 = \frac{\sigma_{wz}^2}{\sigma_w^2}$ . Le calcul de ce rapport est effectué par titre et par quart d'heure. Une moyenne inter-titres sur chaque quart d'heure permet d'obtenir la séance type, divisée en 28 périodes d'un quart d'heure (en abscisse).



#### IV. Conclusion

L'analyse du contenu informatif des prix et des volumes permet de mettre en évidence plusieurs résultats. D'abord, ce sont les titres les plus fortement capitalisés qui engendrent une meilleure assimilation des annonces d'information (publique) par le marché. Cette hiérarchie des titres est surtout due au fait que ces dernières sont diffusées de manière plus régulière pour les titres de grande taille. Soit, ceux-ci font l'objet de publications de rapports plus fréquentes ou suscitent un plus grand intérêt de la part des analystes financiers, soit l'information pertinente pour les firmes de grande taille est de nature plutôt macro-économique, auquel cas il est logique de penser que l'information arrive plus régulièrement sur le marché.

En ce qui concerne l'information privée, ce sont les titres les plus faiblement capitalisés qui présentent les degrés d'asymétrie d'information les plus importants. Cette hiérarchie est surtout due au fait qu'un signal d'information privée est répercuté dans les cours des firmes de petite taille avec une plus grande amplitude.

L'analyse du processus de diffusion de l'information en séance montre que la volatilité des changements du prix efficient a une forme en  $U$  au cours de la séance. De même, la volatilité expliquée par les révisions de prix (information publique) et celle expliquée par les transactions (information privée) ont également une forme en  $U$ . Cependant, une analyse plus fine montre que l'information publique parvient au marché avec une intensité plus forte au début et à la fin de la séance de bourse, ce qui entraîne des périodes d'instabilité des prix. Comme ces périodes d'incertitude (plus marquées en début de journée) sont mises à profit par certains investisseurs capables de retraiter l'information publique plus rapidement que d'autres, des situations d'asymétrie d'information (qui n'existent pas sans l'arrivée d'information publique) peuvent alors émerger. Ainsi, les début et fin de séance sont caractérisés par les degrés d'asymétrie d'information les plus élevés. Ceci est confirmé par le fait que, relativement à la variance totale des changements de prix, la variance de révision du prix efficient expliquée par les transactions (information privée) a une forme en  $U$  *inversé*. Au début et à la fin de séance, les changements de prix sont plus expliqués par l'arrivée d'information publique que par la détention d'informations privées.

## Références

- [1] ADMATI A.R. et PFLEIDERER P. (1988) "A theory of intraday patterns : volume and price variability", *Review of Financial Studies*, v1(1), p. 3-40.
- [2] BERRY T.D. et HOWE K.M. (1994) "Public information arrival", *Journal of Finance*, v49(4), p. 1331-1346.
- [3] BIAIS B., FOUCAULT T. et HILLION P. (1997) *Microstructure des marchés financiers : institutions, modèles et tests empiriques*, Presses Universitaires de France.
- [4] BIAIS B., HILLION P. et SPATT C. (1995) "An empirical analysis of the limit order book and the order flow in the Paris Bourse", *Journal of Finance*, v50(5), p. 1655-1689.
- [5] EASLEY D. et O'HARA M. (1987) "Price, trade size and information in securities markets", *Journal of Financial Economics*, v19(1), p. 69-90.
- [6] FOSTER F.D. et VISWANATHAN S. (1993) "The effect of public information and competition on trading volume and price volatility", *Review of Financial Studies*, v6(1), p. 23-56.
- [7] GEORGE T.J., KAUL G. et NIMALENDRAN M. (1991) "Estimation of the bid-ask spread and its components : a new approach", *Review of Financial Studies*, v4(4), p. 623-656.
- [8] GLOSTEN L.R. (1987) "Components of the bid-ask spread and the statistical properties of transaction prices", *Journal of Finance*, v42(5), p. 1293-1307.
- [9] GLOSTEN L.R. et MILGROM P.R. (1985) "Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders", *Journal of Financial Economics*, v14(1), p. 71-100.
- [10] GRANGER C.W.J. (1969) "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, v37(3), p. 424-438.
- [11] HAMON J. et JACQUILLAT B. (1992) *Le marché français des actions : études empiriques 1977-1991*, Presses Universitaires de France.
- [12] HASBROUCK J. (1988) "Trades, quotes, inventories and information", *Journal of Financial Economics*, v22(2), p. 229-252.
- [13] HASBROUCK J. (1991a) "Measuring the information content of stock trades", *Journal of Finance*, v46(1), p. 179-207.
- [14] HASBROUCK J. (1991b) "The summary informativeness of stock trades : an econometric analysis", *Review of Financial Studies*, v4(3), p. 571-595.

- [15] JAIN P.C. et JOH G.H. (1988) "The dependence between hourly prices and trading volume", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v23(3), p. 269-284.
- [16] KARPOFF J.M. (1987) "The relation between price changes and trading volume : a survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v22(1), p. 109-126.
- [17] KYLE A.S. (1985) "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica*, v53(6), p. 1315-1335.
- [18] LEE C.M.C. et READY M.J. (1991) "Inferring trade direction from intraday data", *Journal of Finance*, v46(2), p. 733-746.
- [19] MCINISH T.H. et WOOD R.A. (1992) "An analysis of intraday patterns in bid-ask spreads for NYSE stocks", *Journal of Finance*, v47(2), p. 753-764.
- [20] ROLL R. (1984) "A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market", *Journal of Finance*, v39(4), p. 1127-1139.
- [21] ROOMANS M. (1993) "Price Movements in securities markets : an empirical investigation of serial covariance models of the spread", Working paper (The Wharton School, University of Pennsylvania).
- [22] STOLL H.R. (1989) "Inferring the components of the bid-ask spread : theory and empirical tests", *Journal of Finance*, v44(1), p. 115-134.
- [23] VERRECCHIA R.E. (1981) "On the relationship between volume reaction and consensus of investors : implications for interpreting tests of information content", *Journal of Accounting Research*, v19(1), p. 271-283.