

# **Estimation des coûts de transaction sur un marché gouverné par les ordres : le cas des composantes du CAC 40.**

LAURENT DEVILLE<sup>1</sup>

Novembre 2001

<sup>1</sup>Je tiens à remercier le professeur P. ROGER pour son aide précieuse. Correspondance : Laboratoire de Recherche en Gestion et Economie (LARGE) ; Université Louis Pasteur ; Pôle Européen de Gestion et d'Economie ; 61, avenue de la Forêt-Noire ; 67085 Strasbourg Cedex, France ; Tél. : +33 (0)3 90 24 21 59 ; Fax : +33 (0)3 90 24 21 51 ; e-mail : deville@cournot.u-strasbg.fr

## Résumé

La méthode d'estimation des coûts de transaction de Lesmond, Ogden et Trzcinka (Review of Financial Studies ; 1999) offre une alternative aux travaux basés sur des données intrajournalières. Sur la base des seules rentabilités quotidiennes, la régression d'un modèle Tobit avec frictions, focalisé sur les rentabilités nulles, donne des résultats forts sur le NYSE et l'AMEX. En appliquant cette méthode aux titres composant l'indice CAC 40 sur la période 1990-1999, nous testons sa capacité à générer des estimations pertinentes sur un marché strictement dirigé par les ordres. Si les proportions annuelles de rentabilités nulles obtenues sont très inférieures à celles de l'étude originale, elles restent non négligeables même en l'absence de *specialist* (de 1% à plus de 10%). Les coûts estimés sont faibles pour ces titres fortement capitalisés (0,208% en moyenne), mais sont fortement corrélés aux valeurs des fourchettes de prix, principale composante des coûts de transaction sur les marchés d'actions.

MOTS CLÉS : Coûts de transaction, Fourchette de prix, Estimation Tobit.

### Abstract

Lately, Lesmond and al. (1999) proposed a new way to estimate transaction costs globally, using only daily returns, through a censored regression model that focuses on zero-returns. One important question is whether this estimation will provide strong results on markets other than NYSE or AMEX, with different micro-structure and activity. This paper addresses this question for the French limit-order book market. We apply the latter method to estimate transaction costs for the CAC 40 stock-index constituents over the period running from 1990 to 1999. Since our database contains closing spreads as well as closing prices, we are able to present estimations of the relative spread based on George and al. (1991) jointly to the classical measure of Roll (1984) and the quoted spread values. The annual proportions of zero-returns are non-negligible (from 1% to more than 10%) and correlated to the other proxies of transaction costs. The total cost of transactions appears to be low (0.208% on average) for these highly capitalized and actively traded stocks on the Paris Bourse and over-estimated by daily estimates of the spread.

KEYWORDS : Transaction Costs, Bid-Ask Spread, Tobit Estimation.

JEL CLASSIFICATION : G15.

# 1 Introduction

Les investisseurs supportent des coûts lors de chacune de leurs transactions, coûts qui réduisent d'autant la rentabilité de leurs opérations. L'estimation de ceux-ci est un problème fondamental puisque leur prise en compte est essentielle aussi bien pour l'évaluation de la performance de portefeuilles boursiers que pour celle de la volatilité des titres financiers ou encore dans le cadre de tests d'efficience des marchés. Sur les marchés d'actions, Demsetz (1968) fut le premier à décomposer le coût entre ses composantes explicites et implicites. Les coûts explicites correspondent aux frais, commissions et taxes supportés lors du passage d'un ordre, alors que les coûts implicites renvoient aux fourchettes de prix ou à l'impact des transactions sur les prix, pour les transactions de grande taille. Le coût apparaît comme une somme de composantes hétérogènes qu'il est délicat d'estimer. L'approche la plus classique consiste à évaluer la part de la fourchette, appelée fourchette effective, réellement supportée par les investisseurs puisqu'elle constitue la part prépondérante du coût total. Pour cela, deux grands courants se sont développés simultanément, l'évaluation directe et l'estimation.

L'évaluation directe des fourchettes de prix, affichées ou effectives, ne peut être effectuée avec précision que si l'on dispose, comme de Jong et al. (1995), d'une base de données intrajournalières comportant toutes les transactions effectuées et les meilleures limites associées. En outre, la taille de cette base va s'accroître très rapidement avec le nombre de titres et la durée considérés. de Jong et al. dénombrent 71822 transactions et donc autant de carnets d'ordres pour 44 jours d'échange sur 10 titres à la bourse de Paris en 1991. Declerck (1999), qui travaille sur l'ensemble des transactions effectuées entre janvier et juin 1998 sur les titres du CAC 40, doit travailler avec près de 5 millions de transactions et autant de fourchettes de prix associées. La disponibilité et la qualité des données posent ainsi un problème réel pour ce type d'approche.

De nombreux travaux, depuis l'article fondateur de Roll (1984), ont eu pour objet d'estimer la fourchette effective au lieu de la mesurer directement. Ces travaux reposent essentiellement sur la mise en évidence du lien existant entre les autocovariances des rentabilités et la taille de la fourchette. Les hypothèses restrictives du modèle initial ont été successivement relâchées, en particulier par Choi, Salandro et Shastri (1988), Stoll (1989) ou encore George, Kaul et Nimalendran (1991) —GKN par la suite. de Jong et al. (1995) ont appliqué ces modèles afin de comparer les fourchettes effectivement supportées par les investisseurs sur des titres cotés à la fois à la bourse de Paris et à Londres, sur le SEAQ-I. Plus récemment, Huang et Stoll (1997) ont développé un modèle de séries temporelles des prix de transaction et des cotations basé sur un indicateur du sens des transactions. Declerck (1999) a appliqué cette approche générale aux titres composant le CAC 40 durant le premier semestre 1998. Si ces différentes études, qui néces-

sitent l'utilisation de données intrajournalières, permettent de se faire une idée du coût supporté par les investisseurs, cette vision n'est que partielle, puisque seule la fourchette de prix est estimée.

Pour pallier ces limites, Lesmond, Ogden et Trzcinka (1999) —LOT par la suite— ont développé une méthode d'évaluation globale du coût des transactions ne nécessitant pour toutes données que les rentabilités quotidiennes. Prenant ses sources dans la littérature sur l'asymétrie d'information de Glosten et Milgrom (1985) et Kyle (1985), leur modèle suppose que les coûts sont reflétés directement dans les rentabilités observées, les investisseurs n'effectuant de transactions que si la rentabilité attendue est supérieure aux coûts induits. Une rentabilité nulle observée sur le marché est alors le signe que le seuil des coûts n'a été dépassé ni à l'achat ni à la vente pour le moindre investisseur. Les résultats obtenus par LOT sur l'ensemble des rentabilités du NYSE et de l'AMEX entre 1963 et 1990 sont très fortement corrélés avec les fourchettes de prix, qu'elles aient été calculées avec leur base de données ou proviennent d'études antérieures. En outre, ils retrouvent un impact significatif de la capitalisation boursière ainsi que du prix des titres sur le coût, ce qui est conforme à la littérature empirique.

Cette approche offre donc une mesure globale du coût supporté qu'il nous semble particulièrement intéressant d'appliquer à la bourse de Paris. Si les auteurs de cette méthode écrivent qu'elle permet "l'obtention d'estimateurs des coûts de transaction indépendamment de la période, du marché ou du titre", il nous semble que cette affirmation doit être étayée. En effet, le fonctionnement du NYSE est tel que le *specialist* a l'obligation de maintenir un marché stable. Il absorbe pour cela régulièrement les ordres de petite taille et limite dès lors les mouvements des fourchettes et des prix de transaction. Les rentabilités nulles sont donc particulièrement fréquentes sur ce marché, même pour les plus grosses capitalisations boursières, LOT en rapportant plus de 10% pour le plus fort décile. A la bourse de Paris, en revanche, il n'existe pas d'intermédiaires et la confrontation entre l'offre et la demande se fait directement à travers le carnet d'ordres public. Biais et al. (1995) notent en particulier que :

“des ordres à cours limite placés à l'intérieur de la fourchette sont particulièrement fréquents quand la profondeur du marché aux meilleures limites est grande et, quand la fourchette est large, les investisseurs se court-circuitent les uns les autres en plaçant de nouveaux ordres successifs à cours limité à l'intérieur de la fourchette”.

La fourchette et le cours risquent donc fort d'être plus volatils sur ce type de marché et la proportion de rentabilités nulles plus faible. La méthode de mesure des coûts de transaction de LOT, basée sur un modèle de type Tobit avec frictions est particulièrement sensible à cette proportion. Aussi, il convient de tester son efficacité sur un échantillon de titres avant d'envisager d'estimer les coûts de transaction

pour l'ensemble du marché par ce moyen. Ce test peut être effectué, comme dans Lesmond et al. (1999), en comparant les résultats obtenus avec les mesures plus classiques du coût des transactions que sont les fourchettes de prix.

Nous avons choisi comme échantillon de titres les actions composant l'indice CAC 40 sur la période de 10 ans allant du 1<sup>er</sup> janvier 1990 au 31 décembre 1999. Comme il n'existe aucune étude présentant des évaluations de coût sur une période de plus d'un an à la Bourse de Paris, il nous a fallu développer nos propres indicateurs ; en conséquence, avec la même base de données quotidiennes, nous avons mesuré les fourchettes effectives affichées de clôture et estimées avec les méthodes de Roll et GKN. Nous pouvons alors apprécier l'évolution des coûts de transaction supportés sur une période de 10 ans. La comparaison des résultats de nos différents estimateurs, entre eux d'une part, puis avec ceux issus de la littérature empirique sur le marché français, d'autre part, nous permet de statuer quant à la pertinence de l'utilisation de la méthode de LOT sur un marché dirigé par les ordres.

La suite de cet article est organisée de la façon suivante. Dans la section 2, nous présentons notre échantillon. Les sections 3 et 4 sont respectivement consacrées à l'étude des fourchettes de prix et du coût total. Nous concluons dans la section 5.

## 2 Les données

Les données utilisées dans cet article proviennent de Thomson Financial-Datastream. Nous avons retenu comme échantillon les titres constituant l'indice CAC 40 au 1<sup>er</sup> septembre 2000. Ces titres sont sélectionnés par le Conseil Scientifique des indices de la Bourse de Paris sur des critères de capitalisation et de liquidité parmi les 100 premières capitalisations boursières du marché français. Sa composition varie dans le temps, au rythme des évolutions de capitalisation, fusions et acquisitions et reste ainsi représentatif de l'évolution de la partie haute du marché. Comme nous pouvons le voir dans le tableau 1, cette composition est restée relativement stable entre 1990 et 2000.

Pour les 29 titres déjà cotés avant l'année 1990, nous avons rassemblé pour chaque journée du 1<sup>er</sup> janvier 1990 au 31 décembre 1999 les prix d'ouverture et de clôture, la fourchette de clôture (prix *bid* et *ask*), le volume d'échange, la capitalisation boursière ainsi que les dividendes éventuellement versés (valeur et monnaie). Pour les titres dont la cotation a débuté durant la période considérée, nous avons rassemblé ces mêmes données à partir du 1<sup>er</sup> janvier de l'année suivant l'introduction en bourse. Dans la mesure où nous ne voulions travailler qu'avec des années complètes de données, nous avons dû supprimer 4 titres de l'échantillon (Crédit Lyonnais, Dexia, EADS et Thomson-Multimédia) pour lesquels la cotation sur le marché parisien est postérieure au 1<sup>er</sup> janvier 1999. Nous disposons

donc de 316 années complètes de cotation pour 36 des principaux titres du marché parisien. Enfin, nous avons réuni les valeurs de clôture des indices CAC 40, SBF 120 et SBF 250 sur l'ensemble de la période.

Nous avons effectué différents tests sur ces données primaires afin de nous assurer qu'elles représentaient les conditions du marché. En particulier, quand il n'y a pas eu d'échange sur un titre, la base de données Thomson Financial-Datastream reporte le cours de clôture de la veille. C'est le cas pour l'ensemble des titres lors des jours fériés à la Bourse de Paris mais aussi pour les titres qui ont été suspendus de la cotation lors de journées entières. En 1999, comme on peut le voir dans le tableau 2, un tel évènement s'est produit pour trois titres du CAC 40. Ces jours ont pu être identifiés car le cours de clôture était alors l'unique donnée reportée<sup>1</sup>. Pour notre étude, il est essentiel d'exclure ces données qui ne sont pas le résultat des transactions des investisseurs et qui augmentent artificiellement les proportions de rentabilités nulles. En effet, les estimations que nous entreprenons dans la section 4 sont principalement basées sur ces proportions.

Les rentabilités sont calculées à partir des données restantes sur la base du cours de clôture. Elles prennent en compte les dividendes éventuellement versés. Si on note  $P_{jt}$  le prix de clôture *ex-dividende* du titre<sup>2</sup>  $j$  à la date  $t$  et  $D_{jt}$  le dividende versé à cette date, la rentabilité  $R_{jt}$  est :

$$R_{jt} = \log \left( \frac{P_{jt} + D_{jt}}{P_{jt-1}} \right) \quad (1)$$

La durée sur laquelle les rentabilités sont calculées est variable, selon qu'un week-end, un jour férié ou un jour exclu est compris entre deux dates successives. Cela ne pose pour autant pas de problème puisque nous n'utilisons pas ces rentabilités afin d'établir la performance des titres mais pour mesurer les coûts de transaction. Elles sont, et c'est tout ce qui nous importe, le résultat des décisions d'achat et de vente des investisseurs. A la série de rentabilités finales de chacun des titres (dont la taille est rapportée dans le tableau 1) sont associées les séries correspondantes de rentabilité des trois indices, c'est à dire ne comportant que les jours où le titre correspondant a été effectivement coté. Nous disposons en fin de compte de 78842 quadruplets de rentabilités.

Ces données nous permettent, titre par titre et année par année, d'estimer les fourchettes et les coûts de transaction supportés par les investisseurs. Parallèlement à ces résultats individuels, nous présentons les résultats par groupes de taille. En effet, un des points sur lesquels s'accordent toutes les études empiriques est

<sup>1</sup>Il faut être attentif au fait que les jours pour lesquels le volume de transaction est nul mais pendant lesquels les investisseurs n'ont pas échangé un titre ne doivent pas être exclus, le cours de clôture de la veille étant alors le reflet des actions, ou plutôt de l'absence d'action, des investisseurs.

<sup>2</sup>Pour la rentabilité des indices, nous n'avons pas pris en compte les dividendes versés sur les titres les constituant.

que les coûts de transaction sont décroissants avec la taille de la firme. Pour chaque année considérée, nous avons regroupé les titres cotés dans trois groupes de capitalisation boursière, “faible”, “moyenne” et “forte” en fonction de la capitalisation boursière au dernier jour de bourse de l’année précédente. Les capitalisations annuelles moyennes et le nombre de titres dans chaque groupe sont rapportés dans le tableau 3. Il est à noter que les capitalisations boursières du groupe “faible” ne sont faibles que par rapport à celles des autres titres constituant notre échantillon, et ne peuvent être considérées comme telles sur l’ensemble du marché parisien. Si la capitalisation boursière de l’échantillon augmente globalement avec le temps, on peut remarquer une baisse en 1991 et en 1995, baisse qui se poursuit en 1996 pour le groupe de capitalisation boursière moyenne. Les résultats par groupe de capitalisation présentés dans les sections suivantes devront être analysés en regard de ces évolutions.

### **3 Les fourchettes de prix**

Comme nous l’avons mentionné dans l’introduction, la fourchette de prix ne constitue qu’une part du coût total des transactions. Néanmoins cette part est, dans des conditions “normales”<sup>3</sup> de transactions, prépondérante et représente donc un bon indicateur des coûts supportés par les investisseurs. Si les conditions de fourchettes restent identiques entre l’achat et la vente d’un titre, la fourchette représente le coût implicite supporté suite à cet “acheté-vendu”. Sur un marché dirigé par les ordres comme la Bourse de Paris, le calcul de la fourchette affichée devrait suffire puisque les transactions ne peuvent avoir lieu que sur l’une ou l’autre des limites du carnet d’ordres qui représentent donc effectivement les conditions auxquelles les échanges peuvent se faire. Néanmoins, la fourchette de clôture n’est pas nécessairement représentative des conditions de la journée,<sup>4</sup> aussi il est intéressant d’avoir recours à des estimations de la fourchette. L’estimateur le plus classique et le plus simple est certainement celui présenté par Roll (1984) basé sur les autocovariances des rentabilités. Il donne malheureusement des résultats médiocres avec des données quotidiennes, comme l’a en particulier établi Harris (1990). De nombreuses extensions ont été développées pour l’améliorer depuis et c’est certainement celle de George et al. (1991) qui est la plus adaptée aux données quotidiennes. Nous présentons les méthodes d’estimation avant de commenter les résultats et de les comparer avec ceux d’études antérieures.

---

<sup>3</sup>Dans le cas de transactions de taille importante, la composante impact de marché du coût est prépondérante. On pourra se référer à ce propos à Holthausen et al. (1990), Chan et Lakonishok (1995) ou encore à Riva (1999) pour le marché français.

<sup>4</sup>Dans son analyse intrajournalière des fourchettes des titres du CAC40, Declerck (1999) observe des fourchettes de clôture supérieures aux fourchettes en vigueur pendant la journée.

### 3.1 Méthodologie

#### La fourchette affichée

La fréquence de nos données est quotidienne et nous disposons pour chaque journée de cotation des meilleures limites du carnet d'ordres à la clôture. Si l'on note  $B_{jt}$  et  $A_{jt}$  les prix *bid* et *ask* au jour  $t$  pour le titre  $j$ , la fourchette affichée relative, que nous noterons  $S_{jt}^Q$ , est donnée par :

$$S_{jt}^Q = \frac{A_{jt} - B_{jt}}{(A_{jt} + B_{jt})/2} \quad (2)$$

Il est possible, pour chaque année de cotation, de calculer une fourchette affichée moyenne pour chacun des titres en établissant la moyenne des fourchettes affichées quotidiennes sur l'ensemble des journées de cotation du titre. Nous disposons donc d'une fourchette affichée relative moyenne pour chaque année-titre.

#### La fourchette de Roll

Le modèle d'estimation de la fourchette effective développé par Roll (1984) repose sur la covariance entre les mouvements de prix successifs induite par le passage des prix de transaction de l'une à l'autre des limites de prix. Les hypothèses de cette modélisation sont fortement restrictives : la fourchette est stationnaire, les transactions ont lieu aux meilleures limites et les sens successifs des transactions sont indépendants. Sous ces conditions, si la fourchette est de taille  $S$ , la covariance entre deux mouvements de prix successifs est :

$$Cov(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) = -\frac{S^2}{4} \quad (3)$$

et l'on peut en déduire un estimateur de la fourchette en valeur absolue en inversant l'équation.

Pour obtenir une estimation de la fourchette relative, on peut travailler avec les rentabilités plutôt qu'avec les différences de prix. La covariance devient :

$$Cov(R_{jt}, R_{jt-1}) = -\frac{s^2}{4} - \frac{s^4}{16} \quad (4)$$

avec  $s$  la fourchette relative. Le terme en  $s^4$  est négligeable et, dès lors, un estimateur immédiat de la fourchette de prix effective pour le titre  $j$  et la période  $n$  est donné par :

$$\hat{S}_{j,n}^R = 2\sqrt{-\hat{c}_{j,n}} \quad (5)$$

avec  $\hat{c}_{j,n}$  l'autocovariance estimée des rentabilités du titre  $j$  sur la période  $n$ .

S'il est préférable de disposer d'un grand nombre de données, cet estimateur présente l'avantage d'être indépendant de leur fréquence, aussi est-il possible de considérer des rentabilités quotidiennes. Il faut toutefois noter que la fourchette

est supposée stationnaire. Cette condition n'est généralement pas vérifiée par les données quotidiennes et cela induit des covariances positives. Si, comme le propose Harris (1990) et Lesmond et al. (1999), on peut artificiellement inverser le signe des covariances positives, il nous semble plus sage d'avoir recours à une extension qui prend en compte la non-stationarité de la fourchette. Nous présenterons malgré tout nos résultats d'estimation de la fourchette de Roll comme une première base de comparaison.

### La fourchette de GKN

George et al. (1991) ont levé l'hypothèse de stationarité de la fourchette. Pour cela, ils calculent la différence entre la rentabilité du cours coté et celle de la limite inférieure de la fourchette :

$$RD_t = R_t - RB_t \quad (6)$$

La covariance entre ces écarts de rentabilité successifs est égale à :

$$Cov(RD_t, RD_{t-1}) = -\frac{s^2}{4} \quad (7)$$

La dérivation de l'estimateur de la fourchette effective suivant est donc immédiate :

$$\hat{S}_{j,n}^G = 2\sqrt{-\hat{c}_{j,n}^e} \quad (8)$$

avec  $\hat{c}_{j,n}^e$  l'autocovariance estimée des écarts de rentabilités pour le titre  $j$  sur la période  $n$ .

Outre les prix de transaction, l'estimation de la fourchette de GKN nécessite donc le recours aux meilleures limites du carnet d'ordres correspondantes, mais reste indépendante de la fréquence des données. Nous avons estimé cette fourchette pour chaque année-titre à partir des prix de clôture.

## 3.2 Résultats

Le calcul de la fourchette affichée moyenne relative et les estimations des fourchettes effectives, de Roll et GKN<sup>5</sup> ont été effectués pour chaque année et chaque titre. Comme le marché parisien est gouverné par les ordres, toutes les transactions devraient avoir lieu soit au prix *bid*, soit au prix *ask*, selon que l'initiateur de la transaction est un vendeur ou un acheteur, or nous avons répertorié un grand nombre de prix de clôture qui ne correspondent à aucune de ces deux valeurs.

---

<sup>5</sup>Pour les fourchettes affichées et les fourchettes de GKN, le recours aux meilleures limites de clôture est nécessaire. Ces données n'étant pas disponibles pour les mois de décembre 1992, et de janvier et février 1993, il est possible que les résultats de ces deux types de fourchettes soient légèrement biaisés pour ces deux années-là.

Nous obtenons, selon les titres, entre 3% et 10% de prix de clôture à l'intérieur de la fourchette et de 1% à 3% de prix de clôture au-dessus ou au-dessous de la fourchette de clôture affichée. Deux raisons peuvent être avancées pour expliquer ces phénomènes. Il est possible que la dernière transaction épuise une des limites, auquel cas le prix de clôture se trouvera à l'intérieur de la fourchette de clôture. Pour les prix hors-fourchettes, il est possible que les données soient asynchrones, à savoir que la dernière transaction a eu lieu avant la clôture et que la fourchette se soit resserrée après cette dernière transaction suite à l'arrivée de nouveaux ordres à cours limités. Néanmoins, cela n'explique pas les fourchettes négatives ou nulles (resp. 0.24% et 2.96%) observées. Celles-ci ne peuvent être expliquées par le fait que le carnet d'ordre s'est rempli après la clôture auquel cas les données sont asynchrones. Cela entraîne un biais vers le bas dans le calcul de la fourchette affichée et un biais indéterminé dans celui de la fourchette de GKN.

Dès que la covariance estimée des rentabilités est positive, ce qui peut être la conséquence d'effets informationnels comme le soulignent Biais et al. (1995), la fourchette de Roll ne peut plus être calculée, ce qui arrive pour 194 années-titres sur les 316. Roll (1984) obtient pour sa part un peu plus de 51% de covariances positives avec ses données quotidiennes dont il inverse le signe pour estimer malgré tout les fourchettes de prix. Comme Harris (1990) et Lesmond et al. (1999), nous avons utilisé cette même transformation. La fourchette de GKN pour laquelle la non-stationarité de la fourchette est prise en compte, est dès lors beaucoup plus pertinente avec ces données quotidiennes, cette difficulté ne se présentant plus que pour moins de 3% des années-titres.

### **3.2.1 Fourchettes par titres**

Les résultats provenant de l'estimation de la fourchette de Roll sont peu consistants. On note des évolutions très importantes d'une année sur l'autre et on ne peut mettre en évidence de structure ou d'évolution particulière au regard des résultats obtenus sur les titres individuels. Nous ne présenterons donc les résultats de ces estimations que par groupes de capitalisation.

Les fourchettes affichées calculées et les fourchettes effectives de GKN, au contraire, conservent une certaine stabilité au cours du temps en ce sens que l'on n'observe que très peu d'évolutions brutales entre deux années successives. Les fourchettes affichées calculées sont comprises entre 0.15% et 1.49%, alors que les fourchettes de GKN vont de 0.15% à 2.46%. On peut remarquer les disparités fortes qui existent entre les fourchettes supportées sur les différents titres. En 1999, selon qu'un investisseur échange des titres Peugeot ou Canal +, en moyenne, il supportera un coût induit par la fourchette de 0.16% ou 1.35%, soit une différence de plus de 1% sur des titres appartenant tous deux à la partie haute des capitalisations boursières du marché parisien.

Pour tous les titres et toutes les années, à l'exception d'Alcatel en 1993 et de Peugeot en 1999 où la valeur de la fourchette effective de GKN estimée est particulièrement faible (0.15% et 0.16%), la fourchette estimée de GKN est supérieure à la fourchette affichée. Ce même trait se retrouve dans les fourchettes moyennes présentées dans le tableau 4 où les titres ont été classés par fourchette effective moyenne croissante. La fourchette affichée moyenne représente entre 53% et 75% de la fourchette de GKN selon les titres. C'est contraire à ce que l'on obtient sur les marchés dirigés par les prix où les transactions ont régulièrement lieu à l'intérieur de la fourchette affichée. A la Bourse de Paris, les transactions ont nécessairement lieu sur l'une des limites et il serait assez naturel de trouver une fourchette effective, qui représente la part de la fourchette réellement supportée par les investisseurs, proche de la fourchette affichée. Il faut toutefois noter que nos estimations de fourchettes sont effectuées à partir de données de clôture et que, sur le marché parisien, Hamon et Jacquillat (1992) et Declerck (1999) observent un accroissement de la fourchette affichée à l'approche de la clôture.

Le classement du tableau 4 fait apparaître en tête les valeurs les plus fortement capitalisées pour lesquelles la fourchette moyenne, affichée comme effective, apparaît la plus faible sur la période étudiée. Les cinq derniers titres présentent des fourchettes effectives moyennes supérieures à 1%. Certes, trois de ces titres n'ont intégré le CAC 40 que pendant la période d'étude, mais il faut noter que Schneider Electric et Cap Gemini faisaient déjà partie de l'indice en 1990. On peut remarquer qu'une majorité de titres présente sur une année au moins une fourchette effective supérieure à 1%. Pour l'essentiel, ces fortes fourchettes sont mesurées dans les premières années considérées. Elles diminuent par la suite, de même que les fourchettes affichées, comme nous allons le voir dans la section suivante.

### **3.2.2 Fourchettes par groupes de capitalisation boursière**

Il apparaît clairement dans le tableau 5 que la taille de la fourchette est fortement liée à la capitalisation boursière des titres ; les fourchettes, excepté dans certains cas pour celle de Roll, étant classées selon les groupes de taille. Ce résultat, régulièrement mis en évidence dans la littérature, est marquant dans notre échantillon où les capitalisations boursières ne sont pas aussi fortement diversifiées que dans d'autres études puisque les titres sélectionnés font tous partie des plus fortes capitalisations du marché. Dès lors, il faut être conscient du fait que si nos résultats sont représentatifs de l'évolution des fourchettes de prix sur le marché parisien, ils ne le sont pas de la taille générale des fourchettes, même si l'on peut raisonnablement supposer qu'ils en fournissent une borne inférieure. D'une manière remarquable, comme on peut le voir dans les graphiques 1 et 2 pour les fourchettes affichées et de GKN, les évolutions des tailles relatives sont semblables dans les trois groupes.

On peut observer, sur la période 1990-1996, une forte baisse de plus de 50 % de la taille de la fourchette, conjointement à l'accroissement global des capitalisations boursières (voir tableau 3). Cette diminution, régulière et continue, n'est pas stoppée par les deux baisses de capitalisation boursière de 1991 et 1995. Il est donc clair que si la capitalisation boursière est un déterminant principal de la fourchette, elle n'en est en aucun cas le seul. En particulier, le prix des titres est une de ces variables, le *tick* minimal contraignant la fourchette. D'autres facteurs, comme l'évolution des pratiques et de l'activité en général ont leur importance et ont joué, depuis le début des années 1990, dans le sens de la diminution des fourchettes. L'évolution constatée entre 1996 et 1999 est par contre plus inattendue. Sur cette période, la capitalisation boursière ne cesse d'augmenter dans tous les groupes sans que cette augmentation ne soit suivie d'une baisse de la fourchette. On observe même une hausse de la taille des fourchettes relatives, significative à partir de 1997 pour les groupes de faible et forte capitalisation boursière et de 1998 pour le groupe intermédiaire.

### 3.2.3 Les études antérieures

Les résultats que nous avons obtenus offrent pour la première fois une vision générale de l'évolution des fourchettes de prix sur le marché parisien entre 1990 et 1999. Comme elles ont été estimées avec des données quotidiennes, il est nécessaire de les mettre en regard avec les études intrajournalières, certes plus ponctuelles et ne considérant jamais d'année civile pleine, mais aussi plus précises des fourchettes de prix affichées ou réalisées existant sur le marché français que sont les travaux de Hamon et Jacquillat (1992), de Jong et al. (1995), Hamon (1996). Le tableau 6 présente de telles comparaisons pour un échantillon arbitraire de titres commun aux différents échantillons de titres. Il apparaît clairement que nos évaluations quotidiennes sur-estiment les fourchettes effectivement affichées en journée mais sont malgré tout un indicateur correct des fourchettes supportées par les investisseurs. Le titre Schneider Electric est la seule exception notable avec une fourchette de clôture moyenne, peu en rapport avec sa capitalisation boursière et très fortement supérieure aux fourchettes affichées intrajournalières. Pour ce qui est des fourchettes effectives, l'écart entre nos résultats et ceux de de Jong et al. (1995) est encore plus important : leurs fourchettes effectives, calculées ou estimées sont inférieures à leurs fourchettes affichées, quand notre estimation de la fourchette effective avec le modèle de GKN donne des valeurs supérieures.

Nos fourchettes sont fortement liées à la capitalisation boursière des titres et classent les titres dans un ordre proche de celui obtenu par des études antérieures effectuées à partir de données intrajournalières. Dès lors, il nous semble légitime de les utiliser comme indicatrices du coût des transactions, même si elles surestiment apparemment la fourchette effectivement supportée par les investisseurs,

ce qui est certainement dû au caractère quotidien de nos données. Quoi qu'il en soit, la fourchette de prix n'est qu'une des composantes du coût, aussi, une mesure plus globale présenterait un intérêt certain et ce d'autant plus si elle donne des estimations plus solides avec notre base de données quotidiennes.

## 4 Le coût total des transactions de Lesmond et al. (1999)

Lesmond et al. (1999) proposent d'évaluer les coûts de transaction, explicites et implicites, dans leur globalité. Ils développent pour cela un modèle simple de transactions financières qui prend la forme d'un modèle Tobit à frictions du même type que celui proposé par Rosett (1959) et dont les paramètres peuvent être estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. Le point de départ de leur modèle est la littérature sur l'asymétrie d'information. Suivant Glosten et Milgrom (1985), LOT supposent que les investisseurs présents sur le marché disposent chacun d'un ensemble d'information privé sous lequel ils évaluent l'espérance de rentabilité des titres. Sur la base de leurs informations, ils ne vont acheter ou vendre des titres que s'ils peuvent attendre un gain de cette opération. C'est le cas si l'écart entre l'espérance de rentabilité qu'ils anticipent et la rentabilité observée du titre est supérieur aux coûts de transactions qu'ils supportent. Ainsi, si le prix d'un titre n'évolue pas c'est que le seuil des coûts de transaction n'a été dépassé pour aucun individu<sup>6</sup>, que ce soit à la hausse ou à la baisse. Sous ces hypothèses, on observe donc des rentabilités nulles quand il n'y a pas eu d'échange dicté par des motifs informationnels. Les coûts de transaction affectent directement les décisions d'échange des investisseurs informés puisqu'ils contraignent leurs espérances de rentabilité. Nous devrions donc observer des proportions de rentabilités nulles fortes pour les titres dont les fourchettes de prix sont fortes. Nous allons tester cette dernière hypothèse sur le marché français avant de présenter le modèle et les résultats de l'estimation.

### 4.1 Les rentabilités nulles

Nous avons établi la proportion de rentabilités nulles pour chaque année-titre à partir des rentabilités calculées sur les dix années d'étude. Nous entendons par rentabilités nulles les rentabilités dont la valeur est exactement zéro, à savoir que le cours de clôture du jour est identique au dernier cours de clôture coté du titre. Ces proportions vont de 0% pour Lafarge-1993 à plus de 14% pour TF1-1991 et

---

<sup>6</sup>Ils supposent que les investisseurs qui agissent sur la base d'autres critères, comme les *liquidity traders*, n'ont qu'une influence négligeable sur l'évolution des prix, au moins en moyenne.

Pinault-Printemps-1992, 1993. En moyenne, sur l'ensemble de la base, nous observons 3.82% de rentabilités nulles, ce qui est loin de ce qu'observent LOT sur le NYSE et l'AMEX, même pour leur plus fort décile de capitalisation boursière. Ces proportions ne sont pas négligeables pour autant et l'occurrence des rentabilités nulles est une caractéristique dont il convient de tenir compte. En effet, si les lois suivies par la rentabilité des titres étaient continues, de telles proportions, dans un échantillon annuel, ne devraient pas apparaître avec une telle régularité. En outre, comme on peut le voir dans le tableau 7, les moyennes, médianes et maxima diminuent avec l'augmentation de la capitalisation boursière<sup>7</sup>. Comme elle l'est des coûts de transaction, la taille de la firme est un déterminant des proportions de rentabilités nulles.

Afin de nous assurer que ces proportions sont effectivement un indicateur du coût, nous avons testé l'existence d'un lien entre les proportions de rentabilités nulles et les fourchettes de prix avec le test du Khi-deux d'indépendance. Le tableau 8 regroupe les 316 couples "proportion de rentabilités nulles - fourchette de clôture" au sein de neuf catégories distinctes. Nous rejetons l'hypothèse nulle d'indépendance puisque le Khi-deux estimé est supérieur à la valeur critique du Khi-deux à quatre degrés de liberté au seuil de 0.1%. Afin de nous assurer que ce résultat n'est pas la conséquence de notre choix d'intervalles, nous avons testé l'indépendance sur les intervalles de proportions de rentabilités nulles ( $\leq 2\%$ ,  $2\% - 4\%$ ,  $> 4\%$ ) et ( $\leq 2.5\%$ ,  $2.5\% - 4.5\%$ ,  $> 4.5\%$ ) ainsi que sur les intervalles de fourchettes de clôture ( $\leq 0.35\%$ ,  $0.35\% - 0.55\%$ ,  $> 0.55\%$ ). Tous les Khi-deux estimés sont supérieurs au seuil critique de rejet de l'hypothèse nulle. L'indépendance de la proportion de rentabilités nulles avec la taille de la fourchette de GKN a été rejetée de la même façon.

Les distributions des rentabilités quotidiennes des actions présentent presque toutes un poids important en zéro. Ces proportions de rentabilités nulles, liées à la taille de la firme et aux fourchettes de prix apparaissent clairement comme un indicateur du coût des transactions financières. Le modèle de LOT, que nous allons maintenant présenter, intègre cette particularité et exploite l'information contenue dans ces rentabilités nulles pour dégager une mesure du coût des transactions sur les marchés d'actions.

## 4.2 Le modèle

Nous supposons, comme dans LOT, que les investisseurs accroissent leur ensemble d'information privé sur la base d'un signal public qui est la rentabilité

---

<sup>7</sup>Par contre, les minima ne sont pas rangés dans cet ordre, tous les groupes présentant quelques proportions très faibles. Nous verrons par la suite les problèmes d'estimation posés par ces valeurs atypiques.

du marché. Nous n'observons pas la rentabilité informationnelle des titres qui est contrainte à l'achat comme à la vente par les coûts de transaction. Si on note  $R_{jt}^*$  et  $R_{jt}$  les rentabilités informationnelles et observées pour le titre  $j$ ,  $R_{mt}$  la rentabilité du marché à la date  $t$  et  $\alpha_{1j}$  et  $\alpha_{2j}$  les coûts de transaction proportionnels supportés à l'achat et à la vente par les investisseurs, le modèle des rentabilités pour un titre  $j$  quelconque est alors :

$$R_{jt}^* = \beta_j R_{mt} + \epsilon_{jt} \quad (9)$$

où

$$\begin{cases} R_{jt} = R_{jt}^* - \alpha_{1j} & \text{si } R_{jt}^* < \alpha_{1j} \\ R_{jt} = 0 & \text{si } \alpha_{1j} \leq R_{jt}^* \leq \alpha_{2j} \\ R_{jt} = R_{jt}^* - \alpha_{2j} & \text{si } R_{jt}^* > \alpha_{2j} \end{cases}$$

avec  $\alpha_{1j} < 0$  et  $\alpha_{2j} > 0$ ,

et  $\epsilon_{jt}$ , les résidus du modèle supposés indépendants et identiquement distribués.

Ce modèle, dit modèle à variable dépendante limitée de type Tobit avec frictions, a la même structure que le modèle de Rosett (1959) à ceci près que les seuils sont ici inconnus. Les seules variables mesurables sont la rentabilité observée du titre et la rentabilité de l'indice de marché choisi. La méthode d'estimation des paramètres, recommandée par Maddala (1983) et Greene (1997) en particulier, et utilisée par LOT, est celle du maximum de vraisemblance.

La fonction de vraisemblance de ce type de modèle combine des contributions discrètes et continues, ce qui permet de prendre en compte la censure de la variable dépendante,  $R_{jt}^*$ . La rentabilité informationnelle, contrainte par les coûts de transaction, induit une rentabilité observée nulle sur l'intervalle  $[\alpha_{1j}, \alpha_{2j}]$ . Les observations sont classées dans trois groupes selon leur signe. Les régions sont identifiables à la valeur de la rentabilité observée, nulle (région 0), négative (région 1) ou positive (région 2). La vraisemblance est le produit des contributions des observations sur les trois ensembles d'observation  $\psi_0$ ,  $\psi_1$  et  $\psi_2$  :

$$L = \prod_{t \in \psi_1} \frac{1}{\sigma_j} \phi \left( \frac{\epsilon_{jt}}{\sigma_j} \right) \times \prod_{t \in \psi_2} \frac{1}{\sigma_j} \phi \left( \frac{\epsilon_{jt}}{\sigma_j} \right) \times \prod_{t \in \psi_0} P(R_{jt} = 0) \quad (10)$$

avec  $\phi(\cdot)$  la fonction de densité de la loi suivie par les résidus.

Dans la région 1, les rentabilités observées sont négatives et la vraisemblance des observations est :

$$\frac{1}{\sigma_j} \phi \left( \frac{R_{jt} + \alpha_{1j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j} \right) \quad (11)$$

alors que, dans la région 2, la rentabilité observée est positive et la vraisemblance est donnée par :

$$\frac{1}{\sigma_j} \phi \left( \frac{R_{jt} + \alpha_{2j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j} \right) \quad (12)$$

Dans la région 0, les rentabilités observées sont nulles et la vraisemblance est donnée par :

$$\begin{aligned}
P(R_{jt} = 0) &= P(\alpha_{1j} \leq R_{jt}^* \leq \alpha_{2j}) \\
&= P\left(\frac{\alpha_{1j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j} \leq \frac{\epsilon_{jt}}{\sigma_j} \leq \frac{\alpha_{2j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right) \\
&= \Phi\left(\frac{\alpha_{2j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha_{1j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right)
\end{aligned} \tag{13}$$

avec  $\Phi(\cdot)$  la fonction de répartition de la loi suivie par les résidus.

On peut donc développer la fonction de vraisemblance :

$$\begin{aligned}
L(\alpha_{1j}, \alpha_{2j}, \beta_j, \sigma_j \mid R_{jt}, R_{mt}) &= \prod_{t \in \psi_1} \frac{1}{\sigma_j} \phi\left(\frac{R_{jt} + \alpha_{1j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right) \\
&\times \prod_{t \in \psi_2} \frac{1}{\sigma_j} \phi\left(\frac{R_{jt} + \alpha_{2j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right) \\
&\times \prod_{t \in \psi_0} \left[ \Phi\left(\frac{\alpha_{2j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha_{1j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right) \right]
\end{aligned} \tag{14}$$

Enfin, si l'on suppose que les résidus suivent une loi normale centrée de variance  $\sigma_j^2$ , la log-vraisemblance est :

$$\begin{aligned}
\ln L &= \sum_{t \in \psi_1} \ln \frac{1}{(2\pi\sigma_j^2)^{1/2}} - \sum_{t \in \psi_1} \frac{1}{2\sigma_j^2} (R_{jt} + \alpha_{1j} - \beta_j R_{mt})^2 \\
&+ \sum_{t \in \psi_2} \ln \frac{1}{(2\pi\sigma_j^2)^{1/2}} - \sum_{t \in \psi_2} \frac{1}{2\sigma_j^2} (R_{jt} + \alpha_{2j} - \beta_j R_{mt})^2 \\
&+ \sum_{t \in \psi_0} \ln \left[ \Phi\left(\frac{\alpha_{2j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha_{1j} - \beta_j R_{mt}}{\sigma_j}\right) \right]
\end{aligned} \tag{15}$$

A partir de l'observation des variables  $R_j$  et  $R_m$ , nous pouvons, en maximisant la log-vraisemblance des observations, estimer les paramètres  $\beta_j$ ,  $\sigma_j$  mais surtout  $\alpha_{1j}$  et  $\alpha_{2j}$ .

### 4.3 Estimation du coût des transactions

L'estimation des paramètres  $\beta_j$ ,  $\sigma_j$ ,  $\alpha_{1j}$  et  $\alpha_{2j}$  a été effectuée année par année pour chaque titre en maximisant la log-vraisemblance précédemment décrite.<sup>8</sup> Les

<sup>8</sup>Dans le seul cas de Lafarge-1993, pour lequel on n'a observé aucune rentabilité nulle cette année-là, l'algorithme n'a pu converger vers le maximum de convergence, mais le coût induit aurait dû être nul.

paramètres  $\beta$  et  $\sigma$  sont significatifs au seuil de 1% et positifs pour toutes les estimations, ce qui est conforme au modèle de marché choisi. Par contre, les résultats pour  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont plus contrastés. Le tableau 9 reporte les résultats agrégés par groupe de capitalisation sur les dix années d'étude. Comme chez LOT, nous trouvons les  $|\hat{\alpha}_1|$  généralement plus élevés que les  $|\hat{\alpha}_2|$  correspondant, ce qui pourrait suggérer qu'il est légèrement plus coûteux de vendre que d'acheter des titres sur le marché parisien. Il se trouve néanmoins que, dans la majorité des cas, que ce soit pour le seuil des coûts de transaction à l'achat ou à la vente, elles ne sont pas significativement différentes de zéro. En outre, 14% des estimations de  $\alpha_1$  et 23% des estimations de  $\alpha_2$  sont du mauvais signe. Cela peut venir de la formulation du modèle puisque, comme le soulignent LOT, il faut ignorer la constante du modèle classique d'estimation afin de pouvoir identifier les seuils de coûts de transaction. Il faut néanmoins souligner que, par construction, les deux paramètres sont toujours tels que  $\hat{\alpha}_2 > \hat{\alpha}_1$ . On peut donc, au lieu de raisonner sur les estimations individuelles des seuils, étudier la différence entre ceux-ci. Cette différence représente le coût total associé à un achat suivi d'une vente sur un titre et est directement comparable aux fourchettes de prix calculées précédemment.

### 4.3.1 Coût total par titres

Les résultats du calcul de la différence  $\alpha_2 - \alpha_1$  sont regroupés dans les tableaux 10, 11 et 12 pour tous les titres classés par ordre alphabétique et toutes les années. Cette différence est positive pour toutes les estimations mais elle est parfois très proche de zéro (0.0195% pour Total Fina Elf-1997). Afin de nous assurer de la significativité des ces différences, nous avons calculé la statistique de Student pour le test de restrictions linéaires.<sup>9</sup> Sur les 315 estimations, 32 ne sont pas significativement positives au seuil de 5%. Dans la plupart des cas, il s'agit de titres dont la capitalisation boursière est forte et pour lesquels la proportion de rentabilités nulles, peu élevée sur tout l'horizon d'étude, devient très faible (inférieure à 1.5%) pour les années concernées. C'est le cas des années-titres Aventis-1994, 1995, 1997 et Carrefour-1997, 1998, 1999, par exemple pour lesquels le coût estimé reste du même ordre ces années-là que les années précédentes ou suivantes. A priori, cela ne fait que refléter un coût d'intervention très faible. Par contre, pour certains autres titres, Sodexho-1997 ou Lagardère-1994, par exemple, l'année est atypique puisque la brusque diminution est immédiatement suivie d'une augmentation ramenant le coût vers les valeurs des années précédentes. Dès lors, on peut se demander si les rentabilités nulles identifient effectivement bien toutes les journées pour lesquelles il n'y a pas eu d'échange informationnel. Comme LOT, nous

---

<sup>9</sup>La formulation précise est donnée par Greene (1997), chap. 7.2.

avons testé l'existence de rebonds de fourchette<sup>10</sup> entre deux journées successives. Nous avons mis en évidence 110 rentabilités sur les 78842 qui peuvent ainsi être assimilées à des rentabilités nulles. La prise en compte de ces quelques rebonds accroît légèrement le coût estimé et la significativité des résultats mais ne supprime pas les années atypiques.

En dehors de ces cas particuliers, si les estimations sont significativement non nulles, elles n'en sont pas pour autant très élevées. Le coût total varie entre 0.02% et 1.20% selon les titres et les années. On n'observe que 14 estimations supérieures à 0.5%, pour des titres dont la capitalisation boursière est faible. Il y a de fortes disparités entre les titres, mais généralement, on n'observe pas de saut important du coût pour un même titre entre deux années successives. Le coût total estimé est inférieur aux valeurs des fourchettes quotidiennes correspondantes, mais semble suivre le même type d'évolution, titre par titre. Cette impression est confirmée par des tests du Khi-deux d'indépendance entre les distributions. Que ce soit pour la fourchette de clôture ou la fourchette de GKN, l'indépendance est toujours fortement rejetée au seuil de 0.1%, qu'elles que soient les classes retenues. En outre, les Khi-deux calculés sont supérieurs à ceux que nous avons obtenus pour le test d'indépendance entre les distributions de fourchettes et celle de proportions de rentabilités nulles. Ainsi, si les rentabilités nulles constituent effectivement un bon indicateur des coûts de transaction, leur traitement par le modèle Tobit avec frictions est essentiel pour obtenir des estimations pertinentes des coûts. La même proportion de rentabilités nulles ne donnera pas les mêmes seuils ni le même coût total pour deux années ou deux titres différents car le coût estimé est dépendant du facteur spécifique  $\beta_j$ .

Pour l'année 1991 et les 6 titres communs aux deux études, nous avons pu comparer (tableau 13) nos estimations avec celles des fourchettes effectives effectuées par de Jong et al. (1995) entre mai et juillet 1991. On peut noter la très forte proximité entre ces deux estimations du coût, bien qu'elles aient été effectuées avec des données de nature très différente et que nous évaluions le coût total alors que de Jong et al. (1995) mesurent la fourchette de prix. Le coût total de LOT semble donc bien refléter, à partir de données quotidiennes, les conditions moyennes auxquelles se déroulent effectivement les transactions. Le regroupement par capitalisations boursières va nous permettre d'observer plus clairement les évolutions du coût entre 1990 et 1999 et de voir si elles sont semblables à celles observées sur les fourchettes.

---

<sup>10</sup>Il y a rebond quand la fourchette n'évolue pas entre deux jours de cotation successifs et que le prix de clôture passe du *bid* au *ask* ou inversement. La rentabilité est différente de zéro sans que pour autant le cours ou la fourchette n'aient reflété l'arrivée d'information sur le marché.

### 4.3.2 Coût total par groupes de capitalisation boursière

Comme nous l'avons fait avec les fourchettes de prix, nous avons agrégé les estimations du coût total par année et groupe de capitalisation. Les moyennes annuelles sont regroupées dans le tableau 14. Sur l'ensemble de la période, les coûts sont bien décroissants avec la capitalisation boursière. Le coût pour le groupe de faible capitalisation boursière diminue entre 1990 et 1999, passant de 0.432% à 0.196%, avec un maximum à 0.46% en 1992. Comme nous l'avons observé pour les fourchettes de prix, ils sont de l'ordre de deux fois ceux du groupe de forte capitalisation boursière.

On n'observe par contre qu'un écart très limité entre les groupes de moyenne et forte capitalisation boursière. Pour le groupe des titres les plus fortement capitalisés, le coût moyen ne dépasse jamais 0.2% et reste assez stable en dépit d'une forte augmentation de la capitalisation moyenne, alors que les coûts du groupe intermédiaire qui sont de 0.26% pour l'année 1990 diminuent fortement et, de 1994 à 1997 et en 1999 deviennent les plus faibles. Stoll (2000) montre que la taille de la fourchette de prix est fortement liée aux mesures de l'activité d'échange telles que le volume, le prix ou la volatilité. Le lien entre le volume et la fourchette de prix est en particulier mis en évidence à la Bourse de Paris par Declerck (1999) pour les titres du CAC 40 au premier semestre 1998. Dès lors, il est possible qu'à partir d'un certain niveau, la capitalisation boursière des titres ne soit plus le déterminant principal des coûts de transactions, ceux-ci étant contraints par les commissions ou les fourchettes minimales. Sur la base des capitalisations moyennes des groupes de titres, ce seuil de capitalisation boursière se situe près des 5 milliards d'euros.

Dans la dernière colonne du tableau 14, nous pouvons voir que le coût total estimé moyen représente une proportion très stable (généralement inférieure à 50%) de la fourchette affichée de clôture. Ainsi, l'utilisation de fourchettes quotidiennes pour mesurer le coût mènerait à une forte sur-estimation de celui-ci, en tout cas pour l'investisseur marginal.<sup>11</sup> La faiblesse des valeurs laisse penser que le coût estimé par la méthode de LOT est un coût minimal, de l'ordre de celui supporté par les investisseurs institutionnels. Comme on peut le voir sur la figure 3, la fourchette de GKN sur-estime encore plus le coût total. Cette figure souligne en outre la forte cohérence entre ces trois mesures, le coût total suivant globalement la même évolution que les fourchettes de prix. Néanmoins, le coût total reste pratiquement au même niveau entre 1993 et 1999. Deux hypothèses peuvent être avancées pour expliquer cela. Soit le coût a atteint un niveau plancher pour certains titres sous lequel il ne peut descendre, soit les coûts explicites (commis-

---

<sup>11</sup>L'investisseur marginal est défini par LOT comme celui pour lequel, sur la base de son ensemble d'information, l'écart entre sa rentabilité espérée et la rentabilité du titre sur le marché est le plus élevé.

sions, frais, impôts) ont suivi un mouvement inverse à celui des fourchettes sur ces années-là. Ces hypothèses restent à tester et feront l'objet d'une recherche ultérieure.

## 5 Conclusion

La méthode de LOT permet, à travers un modèle Tobit avec frictions, d'estimer les coûts de transactions à partir des seules données de rentabilités quotidiennes des titres considérés et de l'indice de marché. Elle repose essentiellement sur la proportion de rentabilités nulles observées. Cette proportion est beaucoup plus faible dans notre étude que dans celle de LOT. C'est certainement dû à la différence de microstructure entre les marchés étudiés. Comme la méthode est très sensible aux modifications, même marginales, des proportions de rentabilités nulles, il est indispensable de dégager un critère fiable permettant d'identifier avec précision les jours pour lesquels il n'y a pas eu d'échange dicté par des motifs informationnels sur un marché dirigé par les ordres. Le critère de rentabilité strictement égale à zéro proposé par LOT et utilisé dans cet article, ne semble pas complètement satisfaisant pour la Bourse de Paris. En effet, il n'existe pas de *specialist* assurant une stabilité des prix qui sont dès lors plus volatils que sur le NYSE, comme le soulignent Biais et al. (1995). La comparaison des transactions et des fourchettes intrajournalières entre les journées à rentabilité nulle et les autres devrait permettre de dégager un critère plus adapté aux marchés dirigés par les ordres et d'utiliser le modèle de LOT pour estimer plus précisément encore les coûts de transaction à partir des seules rentabilités quotidiennes.

En dépit de difficultés d'estimation liées à cette faiblesse des proportions de rentabilités nulles dans notre échantillon de titres, cette méthode nous a permis de dégager des estimations du coût des transactions financières cohérentes avec les valeurs de fourchettes quotidiennes. Les valeurs du coût total estimées apparaissent néanmoins légèrement inférieures aux fourchettes effectives calculées avec des données intrajournalières. Il faut toutefois noter que la méthode de LOT estime le coût des transactions des investisseurs informés et que ces estimations ne conviennent pas si l'on s'intéresse aux frais supportés par des investisseurs individuels comme le font Chevallier et Longin (1999). Elles devraient par contre être utilisées dans toutes les études travaillant avec les transactions effectuées par les investisseurs institutionnels.

Les titres sélectionnés comptent parmi les plus fortement capitalisés du marché parisien, aussi les estimations présentées constituent une borne minimale du coût pour l'ensemble des titres échangés à la Bourse de Paris. En outre, la stabilité de l'échantillon est telle qu'elles sont représentatives de l'évolution des fourchettes de prix et des coûts supportés. Sur les dix années considérées, les four-

chettes de prix diminuent jusqu'en 1996 avant de remonter jusqu'en 1999. Les coûts ne suivent pas tout à fait cette même évolution puisqu'ils ne baissent significativement que jusqu'en 1993, année à partir de laquelle ils restent stables. L'extension de ces travaux à l'ensemble du marché boursier parisien permettra certainement de mettre encore plus clairement en évidence les déterminants classiques du coût des transactions que sont la taille des firmes, le prix des titres et l'activité d'échange.

## Références

- BIAIS, B., P. HILLION, ET C. SPATT (1995) : "An Empirical Analysis of the Limit Order Book and the Order Flow in the Paris Bourse," *Journal of Finance*, 50(5), 1655–1689.
- CHAN, L. K. C., ET J. LAKONISHOK (1995) : "The Behaviour of Stock Prices around Institutional Trades," *Journal of Finance*, 50(4), 1147–1174.
- CHEVALLIER, A., ET F. LONGIN (1999) : "Trading and Investing Cost on the Paris Exchange," Working Paper.
- CHOI, J., D. SALANDRO, ET K. SHASTRI (1988) : "On the Estimation of Bid-Ask Spreads : Theory and Evidence," *Journal of Finance*, 23, 219–230.
- DE JONG, F., T. NIJMAN, ET A. RÖELL (1995) : "A Comparison of the Cost of Trading French Shares on the Paris Bourse and on SEAQ International," *European Economic Review*, 39, 1277–1301.
- DECLERCK, F. (1999) : "Trading Costs on a Limit Order Book Market : Evidence from the Paris Bourse," Working Paper, Université de Lille II.
- DEMSETZ, H. (1968) : "The Cost of Transacting," *Quarterly Journal of Economics*, 82, 33–53.
- GEORGE, T., G. KAUL, ET M. NIMALENDRAN (1991) : "Estimation of the Bid-Ask Spread and its Components : A New Approach," *Review of Financial Studies*, 4(4), 623–656.
- GLOSTEN, L. R., ET P. R. MILGROM (1985) : "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," *Journal of Financial Economics*, 14, 71–100.
- GREENE, W. H. (1997) : *Econometric Analysis*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ, 3 edn.
- HAMON, J. (1996) : "Fourchette et frais de transaction à la Bourse de Paris," Cahier de Recherche 9611, CEREG.
- HAMON, J., ET B. JACQUILLAT (1992) : *Le marché français des actions : Etudes empiriques 1977-1991*, Collection Finance. PUF, Paris.

- HARRIS, L. (1990) : “Statistical Properties of the Roll Serial Covariance Bid-Ask Spread Estimator,” *Journal of Finance*, 45(2), 579–590.
- HOLTHAUSEN, R. W., R. W. LEFTWICH, ET D. MAYERS (1990) : “Large-Block Transactions, the Speed of Response, and Temporary and Permanent Stock-Price Effects,” *Journal of Financial Economics*, 26, 71–95.
- HUANG, R. D., ET H. R. STOLL (1997) : “The Components of the Bid-Ask Spread : A General Approach,” *Review of Financial Studies*, 10(4), 995–1034.
- KYLE, A. S. (1985) : “Continuous Auction and Insider Trading,” *Econometrica*, 53(6), 1315–1335.
- LESMOND, D. A., J. P. OGDEN, ET C. A. TRZCINKA (1999) : “A New Estimate of Transaction Costs,” *Review of Financial Studies*, 12(5), 1113–1141.
- MADDALA, G. S. (1983) : *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Econometric Society Monographs ; 3. Cambridge University Press, Cambridge.
- RIVA, F. (1999) : “Le rôle du système CAC et du marché des blocs dans l’offre de liquidité à la Bourse de Paris,” Ph.D. thesis, Université Paris IX - Dauphine.
- ROLL, R. (1984) : “A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market,” *Journal of Finance*, 39(4), 1127–1139.
- ROSETT, R. N. (1959) : “A Statistical Model of Frictions in Economics,” *Econometrica*, 27, 263–267.
- STOLL, H. R. (1989) : “Inferring the Components of the Bid-Ask Spreads : Theory and Empirical Tests,” *Journal of Finance*, 44, 115–134.
- (2000) : “Presidential Address : Friction,” *Journal of Finance*, 55(4), 1479–1514.

TAB. 1: Titres et nombre de rentabilités de l'échantillon

Titre	années <sup>a</sup>	renta. <sup>b</sup>	Titre	années	renta.
Accor*	10	2497	LVMH*	10	2498
AGF*	10	2487	Michelin*	10	2498
Air Liquide*	10	2497	Peugeot*	10	2498
Alcatel*	10	2497	Pinault Printemps*	10	2477
Alstom	1	254	Renault	5	1250
Aventis	6	1500	Saint-Gobain*	10	2496
AXA*	10	2494	Sanofi Synthélabo*	10	2494
BNP Paribas	6	1499	Schneider Electric*	10	2498
Bouygues*	10	2497	Société Générale*	10	2496
Canal +*	10	2496	Sodexo Alliance	10	2498
Cap Gemini*	10	2498	Stmicroelectronics	5	1249
Carrefour*	10	2497	Suez Lyon. Eaux*	10	2493
Casino Guichard*	10	2479	TF1	10	2495
Danone*	10	2497	Thomson-CSF*	10	2495
Equant	1	254	Total Fina Elf*	10	2498
France Telecom	2	502	Valéo*	10	2497
L'Oréal*	10	2498	Vivendi*	10	2495
Lafarge*	10	2496			
Lagardère	10	2478	<b>Echantillon</b>	<b>316</b>	<b>78842</b>

<sup>a</sup> nombre d'années complètes de cotation entre 1990 et 1999.

<sup>b</sup> nombre de rentabilités après suppression des jours fériés et de suspension de cotation.

\* titre appartenant déjà à l'indice CAC 40 ou sur la liste remplacement en 1990.

TAB. 2: Suspensions de cotations dans l'échantillon pour l'année 1999

date	titre	évènement	avis n°
10/03/99	Soc. Générale	suspension, reprise cotation le 11/03/99	99-963
10/03/99	BNP	suspension, reprise cotation le 11/03/99	99-963
22/03/99	Vivendi	suspension, reprise cotation le 23/03/99	99-1111
15/06/99	Soc. Générale	suspension, reprise cotation le 16/06/99	99-2415

TAB. 3: Capitalisations boursières moyennes de l'échantillon (en millions d'euros)

année	Groupes de capitalisation						Ensemble	
	petite taille		taille moyenne		grande taille		titres	capit.
titres <sup>a</sup>	capit. <sup>b</sup>	titres	capit.	titres	capit.			
1990	10	1200	9	2744	10	6308	<b>29</b>	<b>3441</b>
1991	10	792	9	2629	10	5202	<b>29</b>	<b>2883</b>
1992	10	1003	9	3140	10	6805	<b>29</b>	<b>3667</b>
1993	10	1107	9	3539	10	8047	<b>29</b>	<b>4255</b>
1994	10	1796	11	4923	10	10526	<b>31</b>	<b>5813</b>
1995	11	1934	11	4568	11	8775	<b>33</b>	<b>5093</b>
1996	11	1996	11	4458	11	9788	<b>33</b>	<b>5414</b>
1997	11	2801	11	5853	11	12956	<b>33</b>	<b>7203</b>
1998	11	4074	12	9006	11	19341	<b>34</b>	<b>10754</b>
1999	12	5507	12	11146	12	29177	<b>36</b>	<b>15277</b>

<sup>a</sup> nombre de titres composant le groupe.

<sup>b</sup> capitalisation boursière moyenne des titres composant le groupe.

TAB. 4: Fourchettes moyennes par titre (%)

Titre	Fourchettes		GKN		affichage		Fourchettes		GKN		affichage	
	min. <sup>a</sup>	max. <sup>a</sup>	min. <sup>a</sup>	max. <sup>a</sup>	min. <sup>a</sup>	max. <sup>a</sup>	min.	max.	min.	max.	min.	max.
Alcatel	0.15	0.87	0.42	0.24	AGF	0.37	1.05	0.68	0.49			
Vivendi	0.30	0.53	0.42	0.29	Canal +	0.47	1.35	0.71	0.41			
Danone	0.26	1.03	0.45	0.27	Sanofi Synthelabo	0.45	1.25	0.71	0.45			
Carrefour	0.24	0.85	0.47	0.32	Renault	0.53	0.86	0.74	0.45			
Peugeot	0.16	0.66	0.48	0.33	Bouygues	0.50	1.32	0.74	0.50			
Total Fina Elf	0.31	0.97	0.49	0.29	Stmicroelectronics	0.44	1.51	0.85	0.64			
Lafarge	0.29	0.73	0.49	0.34	Pinault Printemps	0.36	1.72	0.89	0.60			
LVMH	0.27	0.82	0.50	0.31	Thomson-CSF	0.70	1.27	0.92	0.55			
Suez Lyon. Eaux	0.28	0.95	0.52	0.34	Valéo	0.70	1.38	0.96	0.60			
Michelin	0.32	0.80	0.52	0.39	Casino Guichard	0.45	1.52	0.98	0.62			
Aventis	0.34	0.85	0.53	0.31	Cap Gemini	0.69	1.66	1.01	0.56			
Saint-Gobain	0.40	0.96	0.54	0.35	TF1	0.78	1.30	1.02	0.69			
AXA	0.23	1.17	0.57	0.35	Sodexo Alliance	0.67	1.73	1.04	0.71			
L'Oréal	0.17	0.97	0.57	0.37	Lagardère	0.60	2.05	1.12	0.75			
Accor	0.39	1.10	0.58	0.36	Schneider Electric	0.42	2.46	1.13	0.72			
BNP Paribas	0.41	0.76	0.59	0.31	France Télécom*			0.72	0.32			
Air Liquide	0.32	0.93	0.59	0.34	Equant*			0.89	0.53			
Société Générale	0.35	0.98	0.60	0.37	Alstom*			1.33	0.75			

<sup>a</sup> min., max. et moy. font références aux valeurs minimales, maximales et moyennes sur les années étudiées.

\* le nombre d'années de cotation est insuffisant pour donner des minima et maxima pertinents.



TAB. 6: Fourchettes affichées relatives comparées (%)

1990	Accor	AXA	Danone	Schneider	L'Oréal
fourchette de clôture*	0.42	0.60	0.39	1.49	0.65
<b>Hamon-Jacquillat (1992)<sup>a</sup></b>	<b>0.35</b>	<b>0.51</b>	<b>0.25</b>	<b>0.55</b>	<b>0.48</b>
1991	Accor	AXA	Danone	Schneider	L'Oréal
fourchette de clôture*	0.355	0.483	0.258	1.462	0.519
<b>de Jong et al. (1995)<sup>b</sup></b>	<b>0.252</b>	<b>0.389</b>	<b>0.197</b>	<b>0.386</b>	<b>0.342</b>
1995	Accor	AXA	Danone	Pinault	L'Oréal
fourchette de clôture*	0.306	0.224	0.242	0.316	0.281
<b>Hamon (1996)<sup>c</sup></b>	<b>0.305</b>	<b>0.172</b>	<b>0.205</b>	<b>0.259</b>	<b>0.203</b>

\* fourchette affichée annuelle moyenne calculée avec nos données de clôture.

<sup>a</sup> moyenne des fourchettes affichées de mars 1990 et avril 1991.

<sup>b</sup> moyenne des fourchettes affichées pondérées par la durée d'affichage de mai à juillet 1991.

<sup>c</sup> moyenne des fourchettes affichées de septembre à décembre 1995.

TAB. 7: Proportions de rentabilités nulles par groupe de capitalisation

Capitalisation boursière	Années- titres	Proportion de rentabilités nulles (%)			
		moyenne	médiane	min.	max.
faible	106	5.22	4.74	0.40	14.40
moyenne	104	3.23	2.80	0.00	10.44
forte	106	3.21	2.99	0.40	8.40
<b>ensemble</b>	<b>316</b>	<b>3.89</b>	<b>3.23</b>	<b>0.00</b>	<b>14.40</b>

TAB. 8: Tableau des effectifs pour le test du  $\chi^2$  d'indépendance

Fourchette clôture	Proportion $R_t = 0$			toutes
	$\leq 3\%$	$3\% - 5\%$	$> 5\%$	
$\leq 0.3\%$	52	18	14	84
$0.3\% - 0.5\%$	65	50	28	143
$> 0.5\%$	17	25	47	89
toutes	134	93	89	316
$\chi^2_{0.999}(4) = 18.5$		$\chi^2 = 49.49$		

TAB. 9: Seuils de coût par groupe de capitalisation (%)

	Capitalisation boursière						Ensemble	
	faible		moyenne		forte		$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$		
1990	-0.143	0.290	-0.119	0.141	-0.121	0.078	<b>-0.128</b>	<b>0.171</b>
1991	-0.186	0.158	-0.142	0.085	-0.110	0.062	<b>-0.146</b>	<b>0.102</b>
1992	-0.237	0.223	-0.128	0.100	-0.099	0.033	<b>-0.156</b>	<b>0.119</b>
1993	-0.232	0.059	-0.094	0.054	-0.068	0.055	<b>-0.134</b>	<b>0.056</b>
1994	-0.135	0.091	-0.071	0.069	-0.089	0.074	<b>-0.098</b>	<b>0.078</b>
1995	-0.186	0.167	-0.052	0.056	-0.097	0.034	<b>-0.112</b>	<b>0.086</b>
1996	-0.149	0.028	-0.074	0.051	-0.071	0.078	<b>-0.098</b>	<b>0.052</b>
1997	-0.205	0.039	-0.080	0.060	-0.055	0.073	<b>-0.113</b>	<b>0.057</b>
1998	-0.173	0.051	-0.010	0.122	-0.115	0.063	<b>-0.097</b>	<b>0.080</b>
1999	-0.165	0.031	-0.147	0.049	-0.044	0.098	<b>-0.119</b>	<b>0.059</b>

Tab. 10: Estimation du coût moyen d'un aller-retour en %

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Accor	0.1824 <sup>a</sup> (3.18) <sup>b</sup>	0.2540 (3.62)	0.2719 (3.68)	0.0998 (2.44)	0.2329 (3.49)	0.2823 (4.03)	0.1710 (3.50)	0.2031 (3.17)	0.1384 (2.01)	0.0866 (2.00)
AGF	0.4186 (4.15)	0.4481 (5.11)	0.3418 (4.37)	0.1662 (3.57)	0.3640 (3.98)	0.2443 (3.17)	0.2113 (3.45)	0.5669 (3.52)	0.1019 (2.64)	0.2061 (4.09)
Air Liquide	0.2245 (3.72)	0.1629 (3.62)	0.1654 (3.34)	0.1861 (3.72)	0.1339 (2.84)	0.1618 (3.73)	0.1115 (3.00)	0.2118 (3.45)	0.0728 (1.73)	0.3270 (3.71)
Alcatel	0.2154 (3.57)	0.2201 (4.03)	0.1294 (3.06)	0.1624 (3.64)	0.5293 (4.08)	0.0747 (1.74)	0.0938 (2.45)	0.2888 (3.24)	0.6665 (2.97)	0.0906 (1.73)
Alstom									0.2844 (3.16)	
Aventis					0.0608 (1.73)	0.0548 (1.73)	0.1593 (3.03)	0.0869 (1.75)	0.1209 (2.00)	0.1114 (2.24)
AXA	0.1777 (2.86)	0.3099 (3.93)	0.2070 (2.85)	0.1483 (2.99)	0.1253 (2.46)	0.0192 (1.00)	0.0516 (2.00)	0.0229 (1.42)	0.2197 (2.83)	0.1652 (2.83)
BNP Paribas					0.1189 (2.63)	0.1416 (2.66)	0.0569 (1.72)	0.2037 (2.67)	0.1304 (2.01)	0.1792 (2.65)
Bouygues	0.4897 (4.04)	0.2369 (3.36)	0.2107 (3.32)	0.2069 (3.59)	0.2401 (3.68)	0.2533 (3.83)	0.3218 (4.24)	0.3031 (3.74)	0.4092 (3.49)	0.3065 (3.18)
Canal +	0.1823 (3.04)	0.2844 (4.01)	0.1319 (2.27)	0.1300 (2.48)	0.2119 (3.47)	0.4184 (3.97)	0.2023 (3.05)	0.0861 (2.00)	0.1884 (2.66)	0.1408 (2.01)
Cap Gemini	0.3866 (3.88)	0.3230 (3.77)	0.1538 (2.47)	0.1926 (2.65)	0.3623 (4.09)	0.3685 (4.19)	0.3260 (3.86)	0.2589 (3.16)	0.1204 (1.74)	0.1783 (2.24)
Carrefour	0.2545 (3.85)	0.1768 (3.49)	0.3178 (3.77)	0.1189 (2.98)	0.1462 (3.03)	0.0846 (2.45)	0.1101 (2.82)	0.0665 (1.74)	0.0923 (1.92)	0.0748 (1.74)

<sup>a</sup>la valeur rapportée est la différence entre les deux seuils de coût estimés ( $\hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_1$ ).

<sup>b</sup>entre parenthèses, nous donnons le  $t$  de Student pour le test de significativité de la différence (seuil critique=1.96).

TABLE 11: Estimation du coût moyen d'un aller-retour en % (suite)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Casino Guichard	0.1825 <sup>a</sup> (2.47) <sup>b</sup>	0.2772 (3.33)	0.3202 (3.61)	0.1816 (2.82)	0.1639 (2.81)	0.3424 (4.34)	0.1744 (3.15)	0.2823 (3.36)	0.1471 (2.84)	0.2807 (3.44)
Danone	0.0835 (2.19)	0.1442 (3.81)	0.0800 (2.45)	0.0768 (2.45)	0.1138 (2.81)	0.2197 (4.06)	0.2090 (3.56)	0.1187 (2.64)	0.0983 (2.23)	0.1404 (2.66)
Equant										0.2214 (2.45)
France Telecom										0.1533 (2.45)
L'Oréal	0.2401 (3.19)	0.2604 (4.02)	0.1117 (2.65)	0.0810 (2.24)	0.1806 (3.16)	0.0330 (1.42)	0.0568 (2.00)	0.1353 (2.30)	0.1203 (2.01)	0.1730 (2.67)
Lafarge*	0.0740 (1.74)	0.1228 (2.66)	0.0872 (2.00)		0.0641 (2.00)	0.0364 (1.42)	0.0806 (2.23)	0.0734 (1.97)	0.1866 (2.64)	0.1824 (2.63)
Lagardère	0.5784 (4.38)	0.6453 (4.55)	0.6107 (4.54)	0.4812 (4.49)	0.0831 (2.00)	0.2490 (3.17)	0.3622 (3.38)	0.2450 (3.18)	0.2674 (2.82)	0.1616 (2.45)
LVMH	0.1265 (2.67)	0.0777 (2.26)	0.0416 (1.42)	0.1235 (2.85)	0.0796 (2.24)	0.1106 (3.00)	0.0955 (2.26)	0.1136 (2.24)	0.2082 (2.81)	0.1679 (2.46)
Michelin	0.3984 (3.51)	0.1413 (2.45)	0.1344 (2.42)	0.0865 (1.96)	0.0372 (1.41)	0.0816 (2.24)	0.0363 (1.73)	0.1323 (2.45)	0.1698 (2.23)	0.2853 (3.31)
Peugeot	0.2534 (3.05)	0.1861 (3.32)	0.1899 (3.18)	0.2480 (3.72)	0.1060 (2.65)	0.1916 (3.34)	0.2580 (4.12)	0.0775 (1.73)	0.1958 (2.48)	0.0837 (2.00)
Pinault Printemps	0.2657 (3.32)	0.4354 (4.21)	1.2017 (6.01)	0.6890 (5.94)	0.3362 (4.30)	0.1173 (2.65)	0.0463 (1.74)	0.1578 (2.66)	0.1499 (2.21)	0.1821 (2.81)
Renault						0.0866 (2.00)	0.0426 (1.41)	0.1735 (2.45)	0.1061 (1.73)	0.1884 (2.45)

<sup>a</sup>la valeur rapportée est la différence entre les deux seuils de coût estimés ( $\hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_1$ ).

<sup>b</sup>entre parenthèses, nous donnons le  $t$  de Student pour le test de significativité de la différence (seuil critique=1.96).

\* aucune rentabilité nulle n'est rapportée pour l'année 1993 pour ce titre, aussi n'est-il pas possible d'estimer les seuils de coûts.

TAB. 12: Estimation du coût moyen d'un aller-retour en % (fin)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Saint Gobain	0.1983 <sup>a</sup> (2.86) <sup>b</sup>	0.8537 (2.24)	0.2447 (3.36)	0.2546 (4.07)	0.2450 (3.93)	0.1246 (2.83)	0.2217 (4.03)	0.1505 (2.84)	0.1019 (2.00)	0.1195 (2.23)
Sanofi Synthelabo	0.2482 (3.18)	0.2441 (3.75)	0.2198 (3.31)	0.1767 (3.22)	0.1830 (3.01)	0.1545 (2.99)	0.0313 (1.41)	0.2262 (2.86)	0.1461 (2.45)	0.2601 (2.96)
Schneider Electric	0.5837 (4.61)	0.2867 (3.74)	0.5558 (4.21)	0.1766 (2.65)	0.0860 (1.97)	0.0722 (2.00)	0.0729 (1.99)	0.1334 (2.44)	0.1294 (2.01)	0.1245 (2.23)
Société Générale	0.3053 (3.68)	0.1729 (2.88)	0.1751 (3.03)	0.0713 (2.24)	0.1529 (3.17)	0.2354 (3.67)	0.2780 (4.33)	0.1949 (3.01)	0.1470 (2.00)	0.1716 (2.46)
Sodexho Alliance	0.4713 (4.69)	0.3072 (4.14)	0.3809 (4.78)	0.2951 (4.55)	0.2883 (4.51)	0.2948 (4.30)	0.2183 (3.33)	0.0382 (1.41)	0.2159 (2.81)	0.2300 (2.97)
Stmicroelectronics						0.9292 (4.95)	0.2939 (3.15)	0.1738 (2.24)	0.1859 (2.24)	0.2096 (2.44)
Suez Lyon. Eaux	0.3659 (3.69)	0.1890 (3.22)	0.2713 (3.85)	0.1591 (3.03)	0.1756 (3.31)	0.1248 (2.66)	0.1083 (2.83)	0.1769 (3.01)	0.1436 (2.64)	0.0869 (2.23)
TF1	0.6822 (5.45)	0.6351 (5.86)	0.6029 (4.69)	0.3849 (4.43)	0.2675 (3.83)	0.3523 (4.32)	0.2502 (3.81)	0.3430 (4.11)	0.5279 (4.10)	0.2548 (2.64)
Thomson-CSF	0.2159 (3.01)	0.1816 (2.83)	0.2099 (2.79)	0.1026 (2.23)	0.0486 (1.40)	0.0656 (1.72)	0.4122 (4.32)	0.2354 (3.17)	0.1792 (2.23)	0.0894 (1.67)
Total Fina Elf	0.3705 (4.33)	0.1851 (3.17)	0.1064 (2.24)	0.0634 (2.01)	0.0696 (2.01)	0.0842 (2.25)	0.0620 (2.24)	0.0195 (1.00)	0.0296 (1.00)	0.1583 (2.63)
Valéo	0.3057 (3.44)	0.1546 (2.66)	0.4271 (4.77)	0.2030 (3.59)	0.1087 (2.23)	0.3220 (4.04)	0.1836 (3.16)	0.0431 (1.41)	0.0284 (1.00)	0.1463 (2.44)
Vivendi	0.1533 (3.05)	0.0966 (2.70)	0.0639 (2.00)	0.0600 (2.00)	0.1226 (2.46)	0.1819 (2.98)	0.3469 (4.60)	0.1440 (2.82)	0.1079 (2.23)	0.1805 (2.99)

<sup>a</sup>la valeur rapportée est la différence entre les deux seuils de coût estimés ( $\hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_1$ ).

<sup>b</sup>entre parenthèses, nous donnons le  $t$  de Student pour le test de significativité de la différence (seuil critique=1.96).

TAB. 13: Coût total et fourchettes effectives pour l'année 1991 (%)

	Coût total <sup>a</sup> ( $\hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_1$ )	Fourchette réalisée <sup>b</sup> de Jong et al. (1995)
Accor	0.254	0.214
AXA	0.310	0.330
Carrefour	0.177	0.179
Danone	0.144	0.169
L'Oréal	0.260	0.285
Schneider	0.287	0.316

<sup>a</sup> estimé avec le modèle Tobit de LOT.

<sup>b</sup> estimée avec un modèle de type GKN.

TAB. 14: Coût total par groupe de capitalisation (%)

	Capitalisation boursière			Ensemble	$\frac{\text{coût}^a}{\text{fclot}}$ (%)
	faible	moyenne	forte		
1990	0.432	0.260	0.198	<b>0.298</b>	42.57
1991	0.344	0.232	0.172	<b>0.250</b>	45.45
1992	0.460	0.229	0.130	<b>0.275</b>	49.11
1993	0.291	0.149	0.123	<b>0.190</b>	43.18
1994	0.227	0.139	0.164	<b>0.175</b>	41.67
1995	0.353	0.108	0.132	<b>0.197</b>	51.84
1996	0.242	0.124	0.149	<b>0.171</b>	57.00
1997	0.245	0.139	0.133	<b>0.172</b>	52.12
1998	0.224	0.132	0.178	<b>0.177</b>	44.25
1999	0.196	0.196	0.142	<b>0.178</b>	43.41
1990-1999	0.301	0.171	0.152	<b>0.208</b>	46.22

<sup>a</sup> rapport entre le coût total (coût) et la fourchette affichée (fclot).

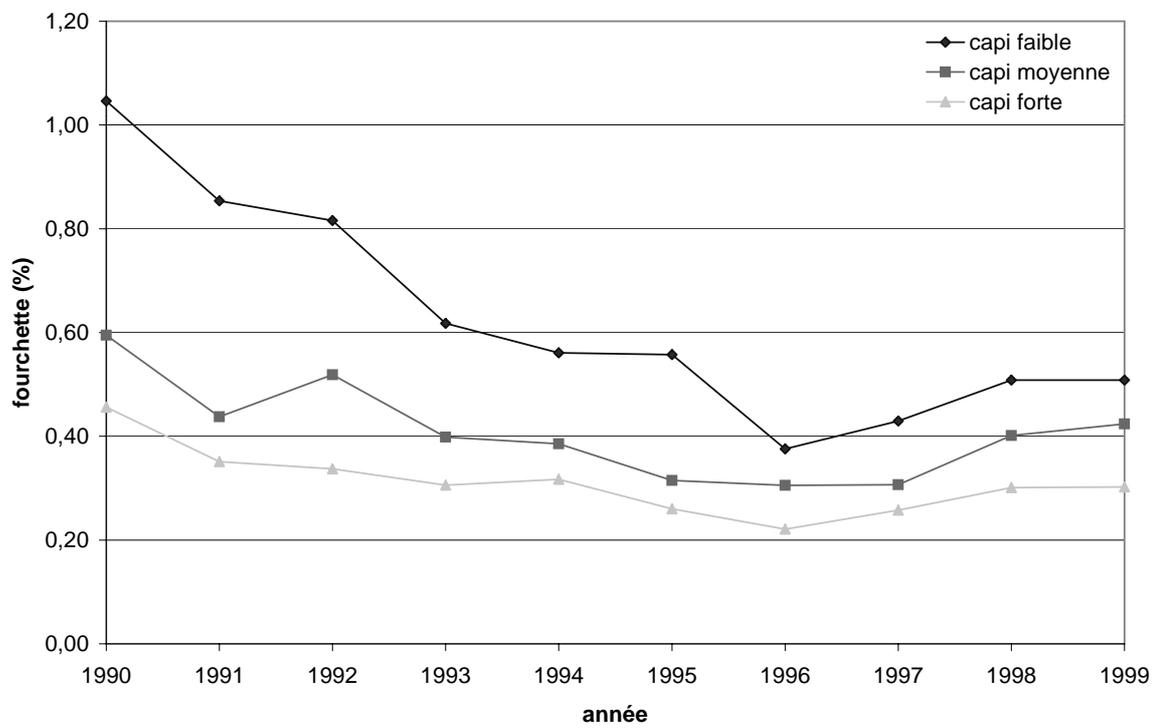


FIG. 1: Fourchettes affichées par groupe de capitalisation (%)

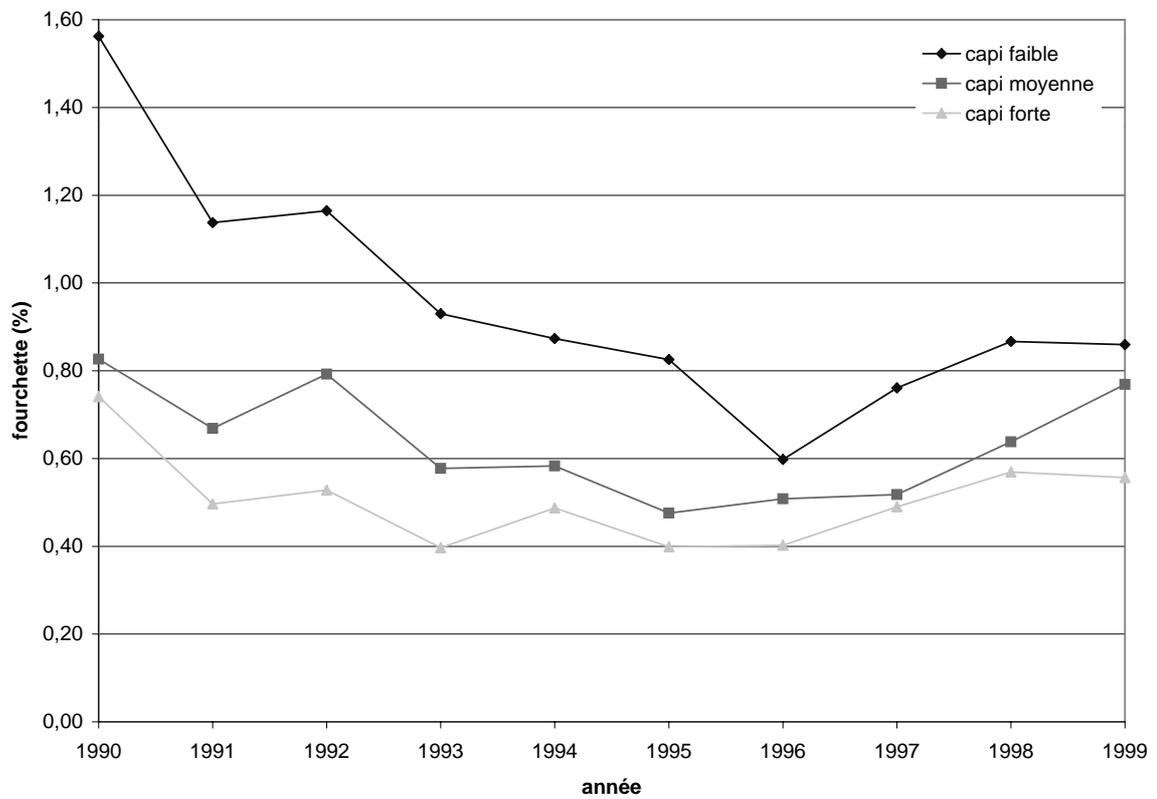


FIG. 2: Fourchettes de GKN par groupe de capitalisation (%)

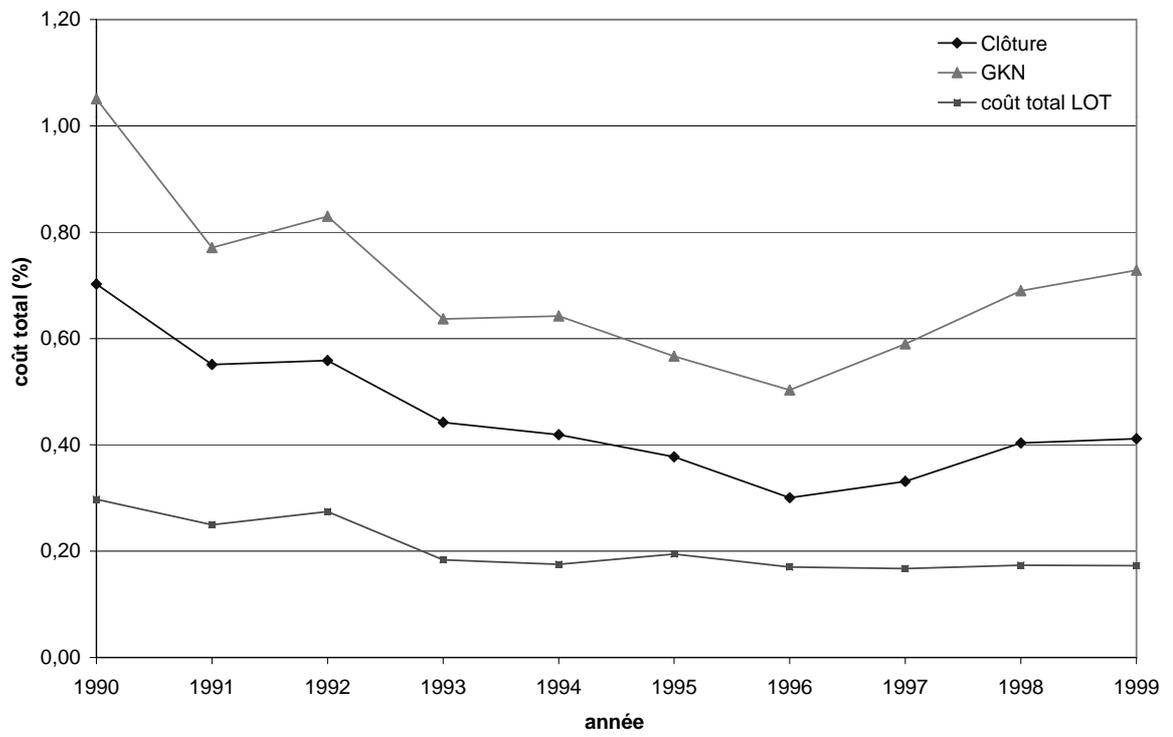


FIG. 3: Coût total et fourchettes de prix (%)