

Les déterminants du coût de la liquidité immédiate sur le marché canadien des options

Determinants of the "Bid-Asked" Spread on the Canadian Option Market

Nabil Khoury, Pierre Yourougou and Gilles Vigneau

Volume 67, Number 4, décembre 1991

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602051ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602051ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Khoury, N., Yourougou, P. & Vigneau, G. (1991). Les déterminants du coût de la liquidité immédiate sur le marché canadien des options. *L'Actualité économique*, 67(4), 499–516. <https://doi.org/10.7202/602051ar>

Article abstract

This paper examines the determinants of the "bid-asked" spread on the Canadian option market and evaluates their relative importance. It also sheds some light on the interrelationship between the "bid-asked" spread of options and that of their underlying securities in order to determine if the liquidity characteristics of the underlying security is transmitted to its option.

LES DÉTERMINANTS DU COÛT DE LA LIQUIDITÉ IMMÉDIATE SUR LE MARCHÉ CANADIEN DES OPTIONS*

Nabil KHOURY
Pierre YOUROUGOU
Gilles VIGNEAU
Université Laval

RÉSUMÉ — Cet article présente un examen détaillé des déterminants de l'écart *bid-asked* sur le marché des options au Canada et analyse leur importance relative. Parallèlement, il fait la lumière sur l'interdépendance entre l'écart *bid-asked* des options et celui des actions sous-jacentes et vérifie si les caractéristiques de liquidité du titre sous-jacent se transmettent à son option.

ABSTRACT — *Determinants of the "Bid-Asked" Spread on the Canadian Option Market.* This paper examines the determinants of the «bid-asked» spread on the Canadian option market and evaluates their relative importance. It also sheds some light on the interrelationship between the «bid-asked» spread of options and that of their underlying securities in order to determine if the liquidity characteristics of the underlying security is transmitted to its option.

INTRODUCTION

L'analyse des déterminants de l'écart entre le cours acheteur et le cours vendeur (dans le jargon du métier l'écart *bid-asked*) sur le marché des actions a fait l'objet de plusieurs recherches au Canada et aux États-Unis. Dans l'ensemble, ces études ont surtout porté sur le marché américain et ont identifié un certain nombre de facteurs qui peuvent expliquer empiriquement cet écart. À notre connaissance, aucune étude empirique n'a cherché jusqu'ici à analyser l'écart *bid-asked* sur le marché des options au Canada, et à le relier à celui des titres sous-jacents. Étant

* Les auteurs remercient Pierre Lemieux et Marc Veilleux pour leur assistance. L'article a bénéficié grandement des commentaires des participants au Séminaire de Finance de l'Université Laval, des participants au «Finance Workshop» de l'Université de Toronto, ainsi que de ceux des deux arbitres anonymes de *L'Actualité économique*. La réalisation de cette recherche a été possible grâce au financement du FCAR et du CRSH.

donné l'importance croissante du marché des options au Canada, il est essentiel, à notre avis, d'analyser cet écart et d'identifier ses déterminants¹.

Partant de l'idée que l'écart *bid-asked* sur le marché des options représente le coût du service de liquidité immédiate, cet article cherche dans un premier temps à analyser les déterminants de cet écart et à établir leur importance relative. Dans un deuxième temps, il tente de mesurer l'interdépendance entre l'écart *bid-asked* des options et celui des actions sous-jacentes. En effet, Merton (1989), en examinant les coûts des opérations de couverture impliquant les options et les actions sous-jacentes, montre qu'il existe une relation endogène entre l'écart *bid-asked* des options et les caractéristiques des titres sous-jacents. Indirectement, ce deuxième objectif nous permettra de vérifier empiriquement si les caractéristiques de la liquidité du titre sous-jacent se transmettent automatiquement à son option.

La première partie de l'article est consacrée à un bref survol de la littérature portant sur l'analyse de l'écart *bid-asked* sur le marché des actions. Cette analyse nous permettra d'identifier les déterminants de cet écart et de comprendre leur nature afin de pouvoir établir analytiquement les facteurs susceptibles de l'influencer dans le cas des options. La méthodologie de la recherche et les hypothèses à tester sont présentées à la deuxième partie de l'article. Les données sont décrites à la troisième partie. La quatrième partie est consacrée à une analyse des résultats alors que la cinquième et dernière partie résume l'étude et tire les conclusions.

1. LA REVUE DE LA LITTÉRATURE

On explique traditionnellement, l'écart *bid-asked* des actions en utilisant deux approches différentes². Selon la première approche (Stigler, 1964; Demsetz, 1968;

1. Il n'existe pas de règlement strict ni pour l'écart minimum de cotation ni pour l'écart *bid-asked*, des options sur les bourses canadiennes, mais plutôt une politique interne, propre à chaque bourse. Ainsi, pour l'écart de cotation, les bourses de Montréal et de Toronto ont comme politique d'exiger un écart minimum de 0,125 \$ si l'option se transige à 5 \$ ou plus, 0,05 \$ si son prix se situe entre 5 \$ et 0,10 \$, et 0,01 \$ si son prix est inférieur à 0,10 \$. Pour ce qui est de l'écart *bid-asked* la politique de la bourse de Toronto est d'accorder l'assignation de spécialiste sur une base concurrentielle au courtier qui s'engage à maintenir l'écart le plus faible à condition qu'il ne dépasse pas 0,50 \$ si le prix de l'option est de 2 \$ ou plus, et 0,25 \$ s'il est inférieur à 2 \$. La bourse de Toronto tolère cependant une dérogation à cette politique dans des situations d'activité intenses, comme en Octobre 1987 lorsque l'écart entre le *bid* et le *asked* de l'option d'achat d'Imperial Oil, par exemple, a atteint 5 \$. La politique de la bourse de Montréal à cet égard est d'essayer de maintenir un écart de 0,25 \$ pour les options qui se transigent en dessous de 5 \$ et de 0,50 \$ pour celles qui se transigent au-dessus de 5 \$. Il convient de souligner cependant que les options se transigeant à plus de 5 \$ sont plutôt rares sur la bourse de Montréal, et lorsqu'elles atteignent ce prix, elles ne sont pas, en général, activement transigées.

2. Il y a toute une littérature sur les frais de transaction et leur impact sur les prix des actifs financiers (voir par exemple Constantinides (1986) et Merton (1989)). Ainsi, Constantinides montre, d'une part, que les investisseurs réduisent considérablement la fréquence et le volume de leurs transactions lorsque les frais de transaction sont élevés et, d'autre part, que la variance des rendements des titres risqués augmente avec la fréquence des transactions et la prime de liquidité. Merton par ailleurs montre que les frais de transaction sur les actions ont un impact substantiel sur les cours acheteurs (*bid*) et les cours vendeurs (*asked*) des options écrites sur ces titres. Il convient de souligner cependant que notre intérêt dans cette étude porte exclusivement sur l'écart *bid-asked* lequel représente le coût du service de liquidité immédiate offert par le mainteneur de marché. Ce coût de liquidité immédiate est bien entendu différent des frais de transaction qui englobent entre autres, les commissions et autres frais.

Benston et Hagerman, 1974), l'écart reflète le coût de l'exécution des ordres et de l'inventaire du mainteneur de marché. Ce coût provient du fait que pour assurer la liquidité des titres dont il a la responsabilité, le mainteneur doit détenir en tout temps un inventaire non diversifié de ces titres, ce qui l'expose aux risques classiques du portefeuille. Plus les titres en question manquent de liquidité, plus le risque de cet inventaire est grand, ce qui se traduit par un écart plus large. Mais comme l'ont fait remarquer Tinic et West (1972) ainsi que Copeland et Galai (1983), ce risque du portefeuille est à toutes fins pratiques réduit du fait que les mainteneurs de marché diversifient leurs investissements en plus de conclure des ententes de partage de risque entre eux.

La seconde approche pour expliquer l'écart *bid-asked* est fondée sur la distinction entre deux types d'investisseurs : ceux qui négocient par besoin de liquidité, et ceux qui négocient pour tirer avantage d'informations dont ils disposent (Bagehot, 1971; Copeland et Galai, 1983). C'est en transigeant avec le second type d'investisseurs que le mainteneur de marché s'expose à des pertes possibles si ces investisseurs détiennent des informations supérieures aux siennes. Dans cette approche (voir Stoll 1989), l'écart *bid-asked* représente le coût de l'information adverse. Ce coût résulte des gains que le mainteneur réalise de ses transactions avec le premier type d'investisseur et des pertes qu'il subit avec le second type.

Pour ce qui est de la première approche, les récentes études empiriques sur le sujet ont examiné la relation entre l'écart et plusieurs variables susceptibles de l'influencer. Ainsi Blum, Kracaw et Lewellen (1986) dans leur étude qui porte sur le *New York Stock Exchange* et l'*American Stock Exchange* trouvent que l'écart est surtout fonction (1) du marché boursier où le titre est transigé, (2) du fait que le titre est transigé en lots réguliers ou en lots irréguliers, et (3) de la direction du changement du prix du titre, à savoir, s'il suit l'ensemble du marché ou s'il fluctue à contresens. Par contre, (1) la taille des transactions individuelles, (2) le niveau du prix du titre, (3) sa volatilité, (4) le volume total de transactions ainsi que (5) les changements au niveau de la réglementation des marchés boursiers ne semblent pas, selon ces auteurs, avoir d'impact sur l'écart en question. Ces résultats ne sont pas tout à fait conformes à ceux de Tinic et West (1974) qui trouvent que le prix moyen du titre, sa volatilité et le volume moyen de transactions quotidien ont un impact significatif sur l'écart *bid-asked* à la bourse de Toronto, et à l'exception de la volatilité, à la bourse de New York ainsi que sur le marché au comptoir.

Un aspect qui n'a pas reçu beaucoup d'attention dans ces études et qui a été plus formellement développé dans les recherches plus récentes concerne les ordres limites et l'arrivée non synchronisée des ordres sur le marché. Traditionnellement, cet aspect du coût de la liquidité immédiate n'avait pas été différencié du coût de l'inventaire dans la littérature empirique. Conroy et Winkler (1986) prouvent cependant, dans leur étude théorique, que les ordres limites ont un impact sur l'écart de par leur impact sur la fonction de profit du mainteneur. En effet, les ordres limites

reflètent les coûts d'attente de l'investisseur³. Plus il y a d'ordres limites, plus le volume de transactions du mainteneur diminue, et plus son profit diminue. Récemment, Stoll (1989), en analysant le coût de la liquidité immédiate a empiriquement séparé l'importance relative du coût de l'exécution des ordres, des deux autres coûts de la liquidité immédiate à savoir le coût de l'inventaire et le coût de l'information adverse. Ses résultats empiriques montrent que ce coût représente 47 % du coût total de la liquidité immédiate sur le marché américain.

Concernant la seconde approche pour expliquer l'écart *bid-asked*, Copeland et Galai (1983) ont montré que l'écart est une fonction positive du prix du titre et de sa variance et qu'il est une fonction négative du niveau de l'activité, de la profondeur et de la continuité du marché, et enfin du degré de compétition entre les mainteneurs du marché. Stoll (1978) avait également trouvé dans son modèle théorique, les mêmes résultats quant à la relation entre l'écart et le niveau d'activité, le degré de compétition, le prix du titre et le risque. Par ailleurs, Seyhun (1986) ainsi que Benston et Hagerman (1974) ont montré que l'écart reflète également les pertes consenties aux investisseurs ayant de l'information privilégiée. D'un autre côté, Glosten (1987), de même que Glosten et Milgrom (1985) trouvent que l'écart dépend également du degré d'asymétrie de l'information sur le marché. Les résultats de Glosten et Milgrom (1985) indiquent que la présence d'investisseurs disposant d'une information supérieure amène un écart positif sur le marché, et ce même dans un contexte où les mainteneurs de marché ont une attitude de neutralité face au risque et une espérance de profit égale à zéro. Stoll (1989) a par ailleurs montré que le coût de l'information adverse représente 43 % du coût total de la liquidité immédiate sur le marché américain.

L'analyse de Stoll (1989) montre en fin de compte que les diverses approches utilisées dans l'étude de l'écart *bid-asked* se complètent. Ainsi, en décomposant l'écart empiriquement en fonction du coût de l'inventaire, du coût de l'exécution des ordres et du coût de l'information adverse, l'analyse de Stoll montre que les deux approches au coût de la liquidité immédiate reflètent trois composantes du même écart total. En effet, le mainteneur de marché doit fixer l'écart *bid-asked* de sorte à optimiser le profit qu'il tire de ses transactions avec les deux types d'investisseurs précités, tout en garantissant à son portefeuille un rendement compatible avec son niveau de risque. De plus, les études empiriques et théoriques montrent que, dans l'ensemble, les deux approches identifient les mêmes variables comme déterminants de l'écart. Il faut toutefois noter que les résultats empiriques sont partagés alors que les résultats théoriques semblent plus consistants entre eux.

2. MÉTHODOLOGIE ET HYPOTHÈSES EMPIRIQUES

La revue de la littérature montre que l'écart *bid-asked* (ci-après l'écart) sur le marché des actions est déterminé par le niveau et la variation du prix de l'action,

3. Plus l'écart, le prix de la liquidité immédiate, est élevé, plus il est avantageux pour l'investisseur de placer un ordre limite plutôt que de transiger immédiatement, c'est-à-dire le coût d'attente est inférieur au coût de la liquidité immédiate.

le volume et le nombre de transactions, la continuité du marché et finalement le type de transactions, à savoir si la transaction est faite en bloc ou non.

À notre connaissance, aucune étude n'a encore identifié les facteurs déterminant les écarts au niveau du marché des options. Les options étant des titres contingents, nous posons comme hypothèse de base que les caractéristiques de liquidité de l'action sous-jacente se transmettent automatiquement à son option. En fait, l'existence du marché des options est intimement liée au niveau d'activité sur le marché des actions sous-jacentes (voir Merton 1989). Si cette hypothèse de base est vérifiée, il s'en suivra alors que le coût de la liquidité au niveau du marché des options devra être déterminé par les variables affectant l'écart des actions et par les caractéristiques propres aux transactions sur le marché des options. Plus formellement, l'hypothèse se résume par le modèle de régression suivant :

$$\begin{aligned} \text{Écart des options} = & B_0 + B_1P + B_2V + B_3\sigma_P + B_4T + B_5B + B_6P_0 \\ & + B_7V_0 + B_8\sigma_{P_0} + B_9T_0 + B_{10}C_0 + B_{11}D_1 \\ & + B_{12}D_2 + B_{13}E + \mu \end{aligned} \quad (1)$$

où

- $P (P_0)$: prix quotidien moyen de l'action (de l'option);
- $V (V_0)$: volume moyen des transactions par jour sur l'action (sur l'option).
Le volume moyen est mesuré à partir du rapport du nombre d'actions (nombre de contrats) sur le nombre de transactions effectuées sur l'action (l'option) par jour;
- $\sigma_P (\sigma_{P_0})$: l'écart-type du prix de l'action (de l'option) calculé sur une base quotidienne. L'écart-type est calculé à partir des prix des transactions de la journée;
- $T (T_0)$: le nombre de transactions moyen par jour de l'action (de l'option);
- B : le ratio du nombre de transactions effectuées en bloc au nombre total de transactions de la journée sur l'action. On définit une transaction en bloc comme une transaction comprenant 5000 actions ou plus;
- C_0 : la continuité du marché de l'option. Elle est mesurée à partir du rapport entre le nombre de jours où il y a eu des transactions sur l'option et le plus petit du nombre total de jours ouvrables de l'échantillon et du nombre de jours ouvrables avant l'échéance de l'option;
- D_1 : Variable binaire prenant la valeur $\begin{cases} 1 & \text{si l'option est en jeu} \\ 0 & \text{si autrement} \end{cases}$
Par définition, une option est en jeu si la valeur marchande de l'action est supérieure au prix de levée de 5 % ou plus;
- D_2 : Variable binaire prenant la valeur $\begin{cases} 1 & \text{si l'option est hors-jeu} \\ 0 & \text{si autrement} \end{cases}$

Par définition, une option est hors-jeu si la valeur marchande de l'action est inférieure au prix de levée de 5 % ou plus. Une option qui n'est ni en jeu, ni hors-jeu est dite à parité. Ce sera le cas où $D_1 = D_2 = 0$; B_0 mesure donc l'écart de base pour une option qui se transige à parité;

- E : le nombre de jours avant l'échéance de l'option;
- Écart : le cours vendeur moyen moins le cours acheteur moyen de l'option dans la journée.

Plusieurs approches ont été proposées dans la littérature pour expliquer l'écart *bid-asked* sur le marché des actions. Tel qu'indiqué précédemment toutes ces approches se complètent. Pour donner un contenu théorique au modèle de régression ci-dessus, nous allons nous servir sommairement des explications intuitives généralement présentées dans la littérature. Selon la théorie de l'inventaire, le prix P (P_0), de l'action (l'option) représente le capital immobilisé pour assurer le service de liquidité immédiate sur le marché des actions (options). Plus le prix de l'option est élevé, plus grand sera le coût de l'inventaire, et par conséquent, plus large sera l'écart ($B_6 > 0$). Si les caractéristiques du marché de l'action se transmettent au marché de l'option, on doit également s'attendre à ce que la relation entre l'écart de l'option et le prix de l'action sous-jacente soit positive ($B_1 > 0$).

Selon cette première approche, le volume de transactions (V, V_0), le nombre de transactions (T, T_0) et la continuité du marché (C_0) caractérisent le niveau d'activité d'un titre. Plus (moins) un titre est actif, plus (moins) il y a de chances que les ordres trouvent leur contrepartie rapidement, et que les coûts d'inventaire soient moindres (plus élevés). On peut donc s'attendre à ce que les relations entre l'écart des options et le volume des transactions, d'un côté, et le nombre de transactions et la continuité du marché des options de l'autre, soient négatives ($B_7 < 0, B_9 < 0, B_{10} < 0$). Parallèlement, on pourrait, dans le cadre de la seconde approche, présenter l'argument que le volume de transactions, le nombre de transactions et la continuité du marché reflètent le degré de compétition entre les mainteneurs (voir Copeland et Galai (1983), Stoll (1978)). On peut aussi s'attendre dans ce cas à ce que la relation entre l'écart des options et toutes ces variables soit négative. De plus, si les caractéristiques de liquidité du marché de l'action se transmettent au marché des options, on peut s'attendre à ce que les relations entre l'écart des options et le volume de transactions des actions d'une part, et la relation entre l'écart et le nombre de transactions sur les actions sous-jacentes d'autre part soient également négatives ($B_2 < 0$ et $B_4 < 0$).

Les transactions en bloc nécessitent, à cause du nombre élevé des actions qu'elles impliquent, un service de liquidité plus important. Plus la taille des transactions est grande, plus le besoin en inventaire est important, et par conséquent plus grand devra être l'écart. Cependant, la relation entre l'écart et la taille des transactions dépend également du taux de concentration des investisseurs institutionnels sur le titre et du degré d'indépendance de leurs décisions d'investissement. Cette relation sera moins significative lorsque les décisions sont indépendantes les

unes des autres et que le taux de concentration est faible⁴. Il est donc difficile de définir, *a priori*, le sens et l'importance de la relation entre l'écart et la variable bloc (B) de transactions ($B_5 = 0$). Par ailleurs, la variable B , (soit le ratio du nombre de transactions en bloc sur le nombre total de transactions de la journée sur l'action), reflète l'importance relative des investisseurs disposant d'une information supérieure dans ce marché. En ce sens la variable B peut donc être aussi considérée comme une mesure de l'information adverse. Même en adoptant cette interprétation il nous semble difficile de prédire le signe et l'importance du coefficient de B si, *a priori*, on ne connaît pas le taux de concentration et le degré de divergence d'opinion des investisseurs.

La volatilité du prix (σ_P, σ_{P0}) reflète le risque d'un changement adverse de prix auquel s'expose le mainteneur. Bien qu'il lui soit possible de réduire le risque non systématique en détenant un éventail de titres suffisamment diversifié, une telle pratique n'est pas courante. En effet, une diversification complète est contraire à l'efficacité technique que le maintien du marché exige. Puisque son portefeuille n'est pas suffisamment diversifié, le mainteneur tentera de compenser sa perte possible sur le titre en exigeant un écart d'autant plus large que le risque non systématique du titre est élevé ($B_3 > 0, B_8 > 0$).

Le modèle d'évaluation des options nous apprend qu'une option hors-jeu réagit relativement moins aux mouvements de l'action sous-jacente, qu'une option en jeu. Plus une option est en jeu, plus elle tend à fluctuer presque dollar pour dollar avec le titre sous-jacent. Cette propriété des options implique tout naturellement que le prix de l'option hors-jeu est relativement stable et affecte peu le niveau d'inventaire du mainteneur. Par conséquent, l'écart devrait être d'autant plus petit que l'option est hors-jeu ($B_{12} < 0$). Un raisonnement analogue nous amène à poser l'hypothèse contraire pour une option en jeu ($B_{11} > 0$).

Enfin, toutes choses égales par ailleurs, plus l'échéance (E) est lointaine, plus il y a de chances que l'option puisse devenir en jeu et plus son prix courant est par conséquent élevé⁵. Ceci se traduit par un coût d'inventaire plus élevé pour le mainteneur de marché relativement à ce qu'il aurait pu être si l'échéance de l'option était plus courte. Nous anticipons donc une relation positive entre l'écart et le temps avant l'échéance ($B_{13} > 0$).

4. Plus le taux de concentration est grand, plus la taille moyenne des transactions est large et plus petite sera la probabilité que l'offre et la demande se rencontrent sur le marché au même moment. Pour maintenir un service adéquat de liquidité, le mainteneur doit, dans ce cas, prendre des positions plus larges, et l'écart sera par conséquent plus grand.

Par contre, dans le cas où le taux de concentration est faible (un grand nombre d'institutions avec des petits blocs de transactions), l'impact de la taille de la transaction dépendra si les décisions d'investissement des institutions sont indépendantes les unes des autres ou non. Si les décisions sont indépendantes, la probabilité que l'offre et la demande se rencontrent est plus grande, et le besoin d'inventaire est plus faible.

5. Le lecteur aura reconnu dans cet énoncé la borne par rapport à l'échéance (voir Khoury N. et P. Laroche, chapitre 3).

3. SOURCE ET NATURE DES DONNÉES

Les données utilisées dans cette recherche proviennent des rubans des transactions de la bourse de Toronto. Ces rubans comprennent les données, transaction par transaction, c'est-à-dire intra-jour, sur l'ensemble des options et des actions sous-jacentes transigées sur le parquet de Toronto au cours des mois d'avril, mai et juin 1988. À partir des observations transaction par transaction, les moyennes quotidiennes ont été calculées pour les cours vendeurs et acheteurs, ainsi que pour les prix des transactions. L'écart-type du prix des transactions a également été calculé à partir des observations intra-jour. Il aurait pu être intéressant de faire l'étude à partir des données transaction par transaction, au lieu d'utiliser les moyennes quotidiennes. Malheureusement, ceci n'est pas réalisable à cause de l'impossibilité d'apparier les données des transactions sur les actions avec celles sur les options à partir de notre échantillon. Par contre, l'utilisation des moyennes quotidiennes a permis de réduire l'effet statistique de la concentration de la distribution des données des transactions. En effet, un examen statistique des données révèle qu'elles n'ont pas une distribution normale, mais plutôt une distribution multimodale.

Seules les actions sur lesquelles des options d'achat sont négociées ont été incluses dans l'échantillon, et parmi celles-ci, les compagnies ayant différentes classes d'actions ont été éliminées afin de permettre une comparaison sans ambiguïté du prix de la liquidité de l'actif sous-jacent et de l'actif contingent. Précisons aussi qu'au sein des actifs contingents, seules les options d'achat ont été retenues dans l'échantillon.

L'échantillon de base comprend donc 242 289 transactions d'actions réalisées sur un ensemble de 33 compagnies et 35 780 transactions effectuées sur les 556 options d'achat, émises sur ces 33 compagnies⁶. Ceci représente 7 882 observations de moyennes quotidiennes pour l'ensemble des 33 compagnies.

4. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Le modèle de régression (1) a été estimé par la méthode des moindres carrés en utilisant la procédure REG disponible dans SAS. Les résultats⁷ de cette régression sont présentés au tableau 1. Nous reportons également sur le même tableau, la statistique Φ du test de normalité des résidus de Kolmogorov⁸, ainsi que les

6. Les observations aberrantes, telles les écarts *bid-ask* inférieurs à zéro ou supérieurs à 1,50 \$ ont été éliminées de l'échantillon. Un examen de l'échantillon après filtrage révèle que les prix des options sont de 2 \$ ou moins. Étant donné l'absence de limite inférieure sur l'écart *bid-asked* à Toronto, on peut considérer cette variable continue pour les fins d'analyse. Par ailleurs, les modèles de régression que nous utilisons sont similaires à ceux qu'on retrouve dans ce type de recherche.

7. La forme log-linéaire a été utilisée dans la littérature afin de réduire les problèmes d'hétéroscédasticité et augmenter la précision du modèle (*goodness of fit*). Le modèle de régression (1) a été estimé sous la forme log-linéaire mais les résultats ne sont pas différents de ceux rapportés au tableau 1.

8. Pour les tests de normalité, la procédure UNIVARIATE disponible dans SAS, donne la statistique D de Kolmogorov pour les échantillons de taille 2 000 observations ou plus et la statistique W de Shapiro-Wilk pour les échantillons ayant moins de 2 000 observations.

R^2 partiels des variables dont les coefficients des paramètres estimés sont statistiquement significatifs. Les R^2 partiels mesurent la contribution marginale de chacune des variables indépendantes à la variation totale de l'écart expliquée par le modèle. Les R^2 partiels ont été obtenus en appliquant la procédure STEPWISE disponible aussi dans SAS. Les coefficients standardisés des paramètres estimés, également présentés au tableau 1, mesurent directement l'impact relatif de ces variables indépendantes. Ces deux statistiques nous permettent de mesurer l'importance marginale et relative de chacun des facteurs affectant l'écart des options.

Les résultats montrent qu'en moyenne, ni le volume de transactions de l'action sous-jacente (V), ni le type de transactions (B) ni même l'écart-type de l'option (σ_{P0}) n'ont d'impact sur le coût du service de liquidité immédiate. En effet, les coefficients estimés de ces trois variables ne sont pas statistiquement significatifs. Bien que ces résultats contredisent partiellement les hypothèses décrites ci-dessus, ils ne sont pas pour autant surprenants. Si la variabilité du prix de l'option est intimement liée à celle du prix de l'action sous-jacente, l'effet du risque non systématique de l'option (σ_{P0}) sera camouflé par celui du risque non systématique de l'action (σ_P), et ceci est d'autant plus vrai que l'option est en jeu ($D_1 = 1$). En effet, comme on peut voir au tableau 2 le coefficient de corrélation entre l'écart-type de l'action et celui de l'option est positif et significatif. Le coefficient non significatif de la variable volume de transactions (V) peut s'expliquer par le manque de dispersion au niveau de cette variable. Un examen de la distribution du volume de transactions pour l'ensemble des actions montre qu'il y a une concentration de la distribution autour de quatre points assez distincts : 31 % des transactions ont un volume quotidien moyen d'environ 500 actions, 22 % ont un volume moyen d'environ 1 000 actions, 29 % ont un volume moyen d'environ 1 500 actions et 18 % ont un volume moyen de plus de 1 500 actions⁹. La prise en compte de la non-continuité de cette variable, est donc nécessaire, à défaut de quoi le modèle de régression pourrait mal mesurer son impact sur l'écart. Par ailleurs, l'absence de signification statistique de l'impact du type de transaction (B) sur l'écart de l'option confirme l'hypothèse voulant que les décisions des investisseurs

9. Utilisant l'option «Partial» de la procédure PROC REG, disponible dans SAS (voir *SAS User's Guide : Statistics*, 1985, p. 678), nous avons analysé la distribution de chacune des variables indépendantes du modèle de régression (1). Le résultat de cette analyse montre clairement qu'il y a une stratification de la variable volume. Pour les autres variables, aucune forme particulière ne semble se dégager. L'option «Partial» sert à orthogonaliser une variable indépendante par rapport aux ($n - 1$) autres variables indépendantes du modèle. Ceci, afin de transposer sur graphique les résidus de la variable dépendante (lorsque cette variable indépendante est omise) en fonction des résidus obtenus pour la régression de la variable indépendante omise sur les ($n - 1$) autres du modèle. La forme de la distribution de la variable omise est en général semblable au patron de distribution suggéré par le graphique. L'observation graphique du patron de distribution montre qu'il y a quatre regroupements distincts des observations de la variable volume.

Une analyse des statistiques descriptives confirme par ailleurs qu'il y a quatre points de concentration. L'option MAH disponible dans la procédure SAS CANDISC nous a permis de calculer la distance de Mahalanobis et de vérifier que les quatre groupes de concentration de la variable volume de transactions correspondent bien à quatre strates d'écart *bid-asked* différentes. (Pour plus d'information sur la distance de Mahalanobis, voir Mardia, Kent et Bibby (1979), pp. 378-9.) Rien n'indique par ailleurs que ces quatre points de concentration correspondent à la segmentation de l'écart causée par la réglementation sur le prix.

institutionnels soient indépendantes et que le taux de concentration de ces investisseurs sur un même titre soit faible.

TABLEAU 1

LES COEFFICIENTS DES PARAMÈTRES ESTIMÉS DU MODÈLE DE RÉGRESSION (1)

Variabiles	Coefficients des paramètres estimés	Coefficients standardisés des paramètres estimés	R ² Partiels*	Statistique t
Constante	0.145	0.00	—	37.26
P	0.002	0.249	0.036	23.61
P_0	0.017	0.266	0.316	23.32
V	0.000	0.007	—	0.73
V_0	-0.0001	-0.020	0.0004	-2.42
σ_P	0.118	0.120	0.009	12.13
σ_{P0}	-0.000	-0.000	—	-0.03
T	-0.00004	-0.102	0.007	-10.84
T_0	-0.001	-0.063	0.003	-6.41
B	-0.028	-0.005	—	-0.057
C_0	-0.064	-0.157	0.038	-16.17
D_1	0.055	0.240	0.041	21.94
D_2	-0.031	-0.127	0.008	-13.19
E	0.0002	0.080	0.006	8.50

R² ajusté = 46.33 %; Statistique F = 524.21; D = 0.043 [0.01];
 Nombre d'observations = 7 879.

NOTE: * Les R² partiels sont obtenus en utilisant la procédure *Stepwise Regression* disponible dans SAS.

[] indique la valeur α de la statistique D de Kolmogorov pour le test de normalité des résidus.

À l'exception des coefficients des trois variables précitées (V , B et σ_{P0}), tous les autres coefficients estimés sont significatifs et ont les signes attendus. En comparant les variables sur la base de leurs coefficients standardisés des paramètres estimés et sur la base des R² partiels, on observe que le prix de l'option (P_0), la continuité du marché de l'option (C_0) et le fait que l'option soit en jeu (D_1) sont les facteurs les plus importants parmi les déterminants de l'écart au niveau du marché de l'option. Le prix de l'option explique à lui seul 31.6 % de la variation de l'écart alors que le modèle dans sa totalité n'en explique que 46.33 %. Ces résultats sont cohérents avec notre hypothèse. Ils montrent que le coût du service de la liquidité immédiate est déterminé d'une part par le montant du capital investi dans l'inventaire (c.-à-d. le prix de l'option) et d'autre part, par le degré de trans-

mission des caractéristiques de liquidité de l'action sous-jacente au marché de l'option, (*c.-à-d.* si l'option est en jeu ou hors-jeu).

TABLEAU 2
MATRICE DE CORRÉLATION ENTRE LES VARIABLES
DE L'ACTION ET CELLES DE L'OPTION

Variables		Actions			
		Prix	Volume	Écart-type	Nombre de transactions
Options	Prix	0.292*	-0.014	0.261	0.080
	Volume	-0.069	0.005	-0.057	0.040
	Écart-type	0.191*	-0.004	0.201*	0.217*
	Nombre de transactions	0.048	0.024	0.128*	0.367*

NOTE: * significatif au seuil de 5 %.

Il est intéressant d'observer qu'à l'exception de la variable volume (V) et de la variable type de transaction (B), toutes les variables du marché de l'action sont significatives. Ces résultats confirment clairement que les caractéristiques de liquidité au niveau du marché de l'action se transmettent au marché de l'option et affectent directement le coût de la liquidité immédiate sur ce marché. Il n'est donc pas surprenant de voir que la variable du marché des actions la plus importante soit le prix de l'action. En effet, l'option étant un titre contingent, sa valeur et la variabilité de son prix sont directement influencés par les mouvements du prix de l'action sous-jacente. Ces résultats ne concordent pas avec ceux obtenus pour le marché boursier par Blum, Kracaw et Lewellen (1986) mais ils sont, dans l'ensemble, en harmonie avec les résultats rapportés dans la littérature. En particulier, ils sont conformes avec ceux obtenus par Tinic et West (1974) dans leur étude sur le marché canadien des actions. Cependant, il convient de souligner que, contrairement aux résultats présentés au tableau 1, Tinic et West (1974) ont trouvé une relation négative entre le volume de transaction et l'écart *bid-asked*. Comme nous le verrons plus loin aux tableaux 3 et 4, nos résultats concordent avec les leurs.

Nous avons vérifié jusqu'ici que le coût du service de liquidité immédiate sur le marché des options dépend aussi bien des caractéristiques du marché des options que de celles du marché des actions. Afin de mesurer directement la relation entre le coût de la liquidité sur les deux marchés, nous avons réestimé le modèle de régression en introduisant l'écart *bid-asked* des actions comme variable explicative additionnelle. Les résultats de cette régression sont présentés avec les R^2 partiels au tableau 3. Comme on peut le voir, ces résultats sont comparables à ceux présentés au tableau 1. Le coefficient de la variable écart *bid-asked* de l'action sous-jacente

est positif et statistiquement significatif. Mais son introduction n'affecte presque pas le pouvoir explicatif du modèle, ni les coefficients des variables du marché des options non plus. Elle diminue cependant le degré de signification des variables du marché des actions sans affecter l'importance relative de leur relation avec l'écart *bid-asked* des options. Ces résultats renforcent les conclusions présentées précédemment à savoir, que les caractéristiques de liquidité du marché des actions se transmettent au marché des options.

Les résultats présentés aux tableaux 1 et 3 montrent que, contrairement à nos attentes, le volume de transaction n'affecte pas le coût de la liquidité immédiate. Mais, comme nous l'avons indiqué précédemment, la distribution de cette variable est concentrée en quatre points. Il nous incombe donc de vérifier si son coefficient non significatif provient d'un problème d'échantillonnage statistique, c'est-à-dire d'un manque de dispersion de la variable, ou plutôt d'un manque de sensibilité du prix de la liquidité immédiate aux changements du volume de transactions.

TABLEAU 3
LES COEFFICIENTS DES PARAMÈTRES ESTIMÉS
DU MODÈLE DE RÉGRESSION (1) MODIFIÉ

Variables	Coefficients estimés des paramètres	Coefficients standardisés des estimés	R ² Partiels*	Statistique t
Constante	0.098	—	—	19.25
Écart sur l'action sous-jacente	0.309	0.142	0.060	13.83
<i>P</i>	0.002	0.191	0.015	16.92
<i>P</i> ₀	0.018	0.273	0.316	24.17
<i>V</i>	0.000	0.010	—	1.07
<i>V</i> ₀	-0.0001	-0.020	0.0004	-2.38
σ_P	0.088	0.089	0.004	8.97
σ_{P_0}	-0.001	-0.003	—	0.35
<i>T</i>	-0.00002	-0.066	0.005	-6.82
<i>T</i> ₀	-0.002	-0.065	0.003	-6.65
<i>B</i>	-0.039	-0.008	—	-0.82
<i>C</i> ₀	-0.054	-0.132	0.024	-13.45
<i>D</i> ₁	0.056	0.244	0.037	22.50
<i>D</i> ₂	-0.031	-0.127	0.008	-13.44
<i>E</i>	0.002	0.083	0.004	8.93

R² ajusté = 47.60 %; Statistique F = 512.188; D = 0.040 [0.01];
Nombre d'observations = 7 879

NOTES: * Les R² partiels sont obtenus en utilisant la procédure *Stepwise Regression* disponible dans SAS.

[] indique la valeur α de la statistique D de Kolmogorov pour le test de normalité des résidus.

Afin de tenir compte de la stratification de la variable volume de transactions des actions, nous avons reparamétrisé cette variable en quatre variables catégorielles ayant les valeurs suivantes :

$$\begin{aligned}
 V_1 &= \begin{cases} 1 \text{ si volume moyen}^{10} \leq 816 \text{ actions} \\ 0 \text{ autrement} \end{cases} \\
 V_2 &= \begin{cases} 1 \text{ si } 816 < \text{volume moyen} \leq 1\,178 \text{ actions} \\ 0 \text{ autrement} \end{cases} \\
 V_3 &= \begin{cases} 1 \text{ si } 1\,178 < \text{volume moyen} \leq 1\,641 \text{ actions} \\ 0 \text{ autrement} \end{cases} \\
 V_4 &= \begin{cases} 1 \text{ si volume moyen} > 1\,641 \text{ actions} \\ 0 \text{ autrement} \end{cases}
 \end{aligned}$$

Le modèle de régression a donc été modifié de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 \text{Écart} = & B_0 + B_1V_2 + B_2V_3 + B_3V_4 + B_4P + B_5P_0 + B_6V_0 \\
 & + B_7\sigma_p + B_8T + B_9T_0 + B_{10}C_0 + B_{11}D_1 + B_{12}D_2 \\
 & + B_{13}E + \varepsilon \quad (2)
 \end{aligned}$$

Le modèle de régression (2) est identique au modèle (1) à la différence que les variables non significatives (σ_{P0} et B) ont été éliminées et que la variable volume de transactions a été remplacée par les trois variables catégorielles (V_2 , V_3 et V_4). La variable binaire V_1 a été omise dans le modèle de régression (2), son effet étant mesuré par la constante.

Les résultats de l'estimation du modèle de régression (2) sont présentés au tableau 4. Pour l'ensemble des variables, les estimés restent sensiblement les mêmes que ceux présentés aux tableaux 1 et 3. La constante représente l'écart de base associé aux transactions de faible volume (V_1). Les estimés des coefficients des variables catégorielles V_2 , V_3 et V_4 mesurent l'effet marginal du volume de transactions par rapport à l'écart de base associé aux transactions de faible volume. Ces estimés sont tous négatifs et à l'exception d'un cas (la variable V_2), ils sont tous statistiquement significatifs. Ces résultats montrent que, toutes choses égales, l'écart sur le marché des options est, en moyenne, faible lorsque le volume de transactions sur l'action sous-jacente est élevé, et vice-versa. Il faut noter cependant que ces résultats n'indiquent pas de différence significative entre les écarts de base pour les volumes moyens de transactions des classes V_1 (volume moyen quotidien inférieur ou égal à 816 actions) et V_2 (volume moyen quotidien compris entre 816 et 1178 actions) d'une part, et pour les volumes moyens de transaction des classes V_3 (volume moyen quotidien compris entre 1 178 et 1 641 actions) et V_4 (volume

10. Le volume moyen quotidien représente le nombre d'actions du même titre transigées par transaction et par jour.

TABLEAU 4

LES COEFFICIENTS DES PARAMÈTRES ESTIMÉS DU MODÈLE DE RÉGRESSION (2)

Variables	Coefficients estimés des paramètres	Coefficients standardisés des estimés	Statistique t
Constante	0.158	—	42.45
V_2	-0.002	0.006	-0.59
V_3	-0.005	-0.021	-2.00
V_4	-0.005	-0.018	-1.64
P	0.002	0.218	20.52
P_0	0.022	0.346	33.17
σ_P	0.115	0.117	11.67
V_0	-0.0001	-0.020	-2.34
T	-0.00004	-0.082	-8.61
T_0	-0.001	-0.072	-7.26
C_0	-0.068	-0.166	-17.42
D_1	0.041	0.167	17.03
D_2	-0.032	-0.128	-13.91
E	0.0001	0.042	4.52

R^2 ajusté = 45 %; statistiques F = 490.45; D = 0.05 [0.01];
 Nombre d'observations = 7 879

NOTE: [] indique la valeur α de la statistique D de Kolmogorov pour le test de normalité des résidus

moyen quotidien supérieur ou égal à 1 641 actions) d'autre part. En effet, la valeur estimée de B_1 n'est pas significative et les valeurs estimées des coefficients des paramètres des variables V_3 et V_4 sont identiques. Dans l'ensemble, ces résultats confirment nos attentes, à savoir que le niveau d'activité de l'action sous-jacente a un effet négatif sur le prix de la liquidité immédiate sur le marché des options. Ces mêmes résultats réconcilient aussi ceux du tableau 1 avec les conclusions de Tinic et West (1974) à l'effet qu'il existe une relation négative entre le volume de transactions et l'écart *bid-asked* sur le marché canadien des actions.

Puisqu'un faible volume de transactions tend à correspondre, en moyenne, à un écart de base plus élevé que celui qui est associé à un volume élevé, force est de conclure que le volume de transactions a un effet négatif sur l'écart. Dans cette perspective, il serait intéressant de voir si l'importance relative des variables affectant l'écart reste la même d'une classe de volume de transactions à l'autre. Afin de vérifier cet effet différentiel, nous avons divisé notre échantillon en quatre sous-groupes, selon les classes de volume V_1 , V_2 , V_3 et V_4 , et nous avons estimé le modèle de régression pour chacun des sous-groupes. Nous présentons au tableau 5 les résultats de cette estimation. Dans l'ensemble, les résultats sont

TABLEAU 5

LES COEFFICIENTS DES PARAMÈTRES ESTIMÉS DU MODÈLE (2) POUR CHAQUE
CLASSE DE VOLUMES DE TRANSACTIONS

β_i : ESTIMÉ DU PARAMÈTRE i STB_i : ESTIMÉ STANDARDISÉ DU PARAMÈTRE i

Variables	V_1		V_2		V_3		V_4	
	β_i	STB_i	β_i	STB_i	β_i	STB_i	β_i	STB_i
Constante	0.167 (22.54)	—	0.142 (19.84)	—	0.154 (22.31)	—	0.154 (22.55)	—
P	0.001 (8.07)	0.196	0.002 (11.81)	0.234	0.002 (11.33)	0.222	0.002 (9.76)	0.199
P_0	0.026 (15.77)	0.339	0.023 (16.95)	0.346	0.020 (16.46)	0.340	0.021 (16.46)	0.352
σ_P	0.165 (7.17)	0.162	0.119 (6.34)	0.120	0.080 (4.40)	0.084	0.085 (4.50)	0.088
V_0	-0.000 (-0.11)	-0.002	-0.0002 (-2.63)	-0.043	-0.0001 (-1.67)	-0.028	-0.0001 (-1.95)	-0.033
T	-0.0001 (-5.42)	-0.102	-0.001 (-4.25)	-0.077	-0.00004 (-4.41)	-0.081	-0.00002 (-4.38)	-0.086
T_0	-0.001 (-1.82)	-0.035	-0.001 (-3.97)	-0.076	-0.002 (-5.25)	-0.100	-0.001 (-3.70)	-0.075
C_0	-0.067 (-6.86)	-0.141	-0.059 (-7.76)	-0.141	-0.064 (-9.13)	-0.166	-0.071 (-9.99)	-0.188
D_1	0.036 (5.57)	0.111	0.055 (11.55)	0.222	0.044 (10.82)	0.207	0.033 (7.49)	0.147
D_2	-0.041 (-7.74)	-0.147	-0.027 (-5.92)	-0.106	-0.029 (-6.93)	-0.125	-0.031 (-7.30)	-0.136
E	0.0001 (2.31)	0.044	0.0002 (3.44)	0.063	0.0001 (2.24)	0.041	0.0001 (2.37)	0.044
R^2 ajusté	0.40		0.48		0.48		0.44	
	W = 0.96 [0.000]		D = 0.049 [0.01]		W = 0.97 [0.000]		W = 0.96 [0.000]	
Statistique F	132.08		185.38		183.06		158.34	
Nombre d'observations	1 948		2 005		1 952		1 975	

NOTES: () indique la statistique t

[] indique la valeur α de la statistique W de Shapiro-Wilk ou celle de la statistique D de Kolmogorov pour le test de normalité des résidus.

comparables à ceux présentés aux tableaux 1, 3 et 4 et ne diffèrent que très peu d'une classe de volume de transactions à l'autre.

Ainsi, à l'exception des deux variables (σ_P et C_0), les coefficients estimés sont sensiblement les mêmes et les coefficients standardisés suivent à peu près le même ordre d'importance d'une classe de volume de transactions à l'autre. Les résultats présentés au tableau 5 montrent donc que pour les autres déterminants de l'écart considérés dans cette étude, il n'y a pas d'effet différent d'une classe de volume de transactions à l'autre. Il faut cependant noter que l'écart *bid-asked* de base tel qu'estimé par la constante, est plus élevé pour les transactions de faible volume (classe V_1) que pour les transactions de volume élevé (classes V_2 , V_3 et V_4). À l'exception de la constante de la classe V_2 , ces résultats sont cohérents avec ceux présentés au tableau 4. À la lumière de ces résultats, on peut donc conclure à la présence d'un marché différencié d'une part par le volume de transactions et d'autre part par le niveau de l'écart de base.

Il est intéressant de noter que l'effet de la volatilité du prix de l'action (σ_P) sous-jacente sur l'écart de l'option est faible pour les titres dont le volume de transactions est élevé et grand pour ceux dont le volume de transactions est faible. Ces résultats semblent donc indiquer qu'un volume de transactions élevé contribue à réduire l'effet du risque spécifique sur l'écart de l'option. On observe le même phénomène avec la variable continuité du marché de l'option (C_0). Plus le volume de transactions est élevé, plus l'effet négatif de la variable continuité du marché sur l'écart de l'option est amplifié. En effet, le volume de transactions et la continuité du marché des options caractérisent le niveau d'activité du marché des options. Ceci explique sans doute pourquoi l'effet de la variable continuité du marché s'amplifie quand on passe d'une classe de «faible volume moyen» de transactions à une classe de «volume moyen élevé» de transactions.

En somme, ces résultats montrent que le volume de transactions sur le marché de l'action a un effet direct et indirect négatif sur le coût de la liquidité immédiate du marché de l'option. Ainsi, l'écart est large pour les titres ayant de faibles volumes de transactions et étroit pour ceux ayant des gros volumes de transactions. Les résultats montrent également que le volume de transactions a un effet indirect négatif sur l'écart à travers la réduction de l'effet positif du risque spécifique et l'amplification de l'effet négatif de la variable continuité du marché de l'option.

CONCLUSION

Jusqu'ici, l'écart *bid-asked* sur le marché des options au Canada n'a pas fait l'objet d'une recherche empirique d'envergure. Cette lacune se comprend mal, vu l'importance grandissante de ce marché et les implications empiriques nouvelles qu'on pourrait dégager d'une étude approfondie de cette question.

Le présent article cherche à combler ce vide en présentant un examen détaillé des déterminants de l'écart *bid-asked* sur le marché des options au Canada et en analysant leur importance relative. Parallèlement, il fait la lumière sur l'interdépendance entre l'écart *bid-asked* des options et celui des actions sous-jacentes et

vérifie si les caractéristiques de liquidité du titre sous-jacent se transmettent à son option.

D'intéressantes informations nouvelles sur le marché canadien des options découlent de la présente étude. Ainsi, nous avons pu montrer que sur la période couverte par notre recherche, le prix de la liquidité immédiate sur le marché des options dépend positivement du prix de l'action sous-jacente, du prix de l'option, de l'écart-type de l'action, de l'échéance de l'option et négativement du volume de transactions sur les marchés des actions et des options, du nombre moyen des transactions par jour de l'option et de l'action sous-jacente et de la continuité du marché de l'option. L'écart de base est élevé lorsque l'option, est en jeu et faible lorsqu'elle est hors-jeu. Nous avons également montré que l'écart sur le marché de l'action a un effet positif sur l'écart de l'option. Par contre, la volatilité du prix de l'option et le fait que les transactions sur le marché de l'action sous-jacente soient effectuées en bloc ou non, ne contribuent pas à expliquer la variation de l'écart. Ces résultats empiriques sont conformes aux hypothèses émises dans la littérature.

Les résultats de l'étude montrent, par ailleurs, que les caractéristiques de liquidité du titre sous-jacent se transmettent à son option. L'effet significatif des variables du marché du titre sous-jacent reflète bien le fait que l'option est un titre contingent. Il est intéressant de constater aussi que les variables du marché de l'action et celles du marché de l'option sont toutes significatives indiquant que la liquidité du marché de l'option dépend non seulement de celle du marché de l'action, mais également des caractéristiques propres au marché de l'option.

BIBLIOGRAPHIE

- BAGEHOT, W. (1971), «The Only Game in Town», *Financial Analysts Journal*, vol. 22.
- BENSTON, G.J. et R.L. HAGERMAN (1974), «Determinant of Bid-Ask Spread in the Over-Counter Market», *The Journal of Financial Economics*, vol. 1.
- BLUM, G.A., W.A. KRACAW et W.G. LEWELLEN (1986), «Determinants of the Execution Costs of Common Stock Trades by Individual Investors», *The Journal of Financial Research*, vol. 9, n° 4, hiver.
- CONROY, R.M. et R.L. WINKLER (1986), «Market Structure: The Specialist as Dealer and Broker», *Journal of Banking and Finance*, vol. 10.
- CONSTANTINIDES, G.M. (1986), «Capital Market Equilibrium with Transaction Costs», *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 4, août.
- COPELAND, T.E. et D. GALAI (1983), «Information Effects on the Bid-Ask Spread», *The Journal of Finance*, vol. 38, n° 5, décembre.
- DENSETZ, H. (1968), «The Cost of Transacting», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, février.

- GLOSTEN, L.R. (1987), «Components of the Bid-Ask Spread and the Statistical Properties of Transaction Prices», *The Journal of Finance*, vol. 42, n° 5, décembre.
- GLOSTEN, L.R. et P.R. MILGNOM (1985), «Bid-Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders», *The Journal of Financial Economics*, vol. 14.
- KHOURY, N. et P. LAROCHE (1988), *Options et Contrats à Terme*, (Québec), Les Presses de l'Université Laval, 330 pages.
- MARDIA, K.V., J.T. KENT et J.M. BIBBY, (1979), *Multivariate Analysis*, Academic Press, New York.
- MERTON, R.C. (1989), «On the application of the Continuous-Time Theory of Finance to Financial Intermediation and Insurance.», *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, vol. 14.
- SEYHUN, H.N. (1986), «Insider's Profits, Costs of Trading, and Market Efficiency», *The Journal of Financial Economics*, vol. 16.
- STIGLER, G.J. (1964), «Public Regulation of the Securities Markets», *The Journal of Political Economy*, vol. 37, avril.
- STOLL, H.R. (1978), «The Supply of Dealer Services in Security Markets», *The Journal of Finance*, vol. 33, septembre.
- STOLL, H.R. (1989), «Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests». *The Journal of Finance*, vol. 44.
- TINIC, S.M. et R.R. WEST (1974), «Marketability of Common Stocks in Canada and the U.S.A. : A Comparison of Agent Versus Dealer Dominated Market», *The Journal of Finance*, vol. 29, n° 3, juin.
- TINIC, S.M. et R.R. WEST (1972), «Competition and the Pricing of Dealer Service in the Over-the-Counter Stock Market», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 7, juin.
- SAS INSTITUTE INC. SAS User's Guide: Statistics, 5° édition, 1985. Carry, North Carolina 27511-8000.