

## Custos Totais de Transação no Mercado Secundário de Ações no Brasil

**Autoria:** Antonio Zoratto Sanvicente

**Resumo**

O trabalho aplica metodologia de estimação de custos de transação a partir dos preços aos quais as ações são negociadas no mercado secundário no Brasil. Os custos de transação considerados envolvem tanto componentes explícitos (corretagens, taxas e impostos sobre transações), quanto implícitos, decorrentes de assimetria de informação e representados pelo impacto da negociação sobre preços de mercado.

A modelagem do problema apóia-se na idéia básica de que uma negociação de ações com uma variação não nula de preço somente ocorrerá se o benefício obtido por alguma das partes superar o total dos custos (explícitos mais implícitos) de transação. Isso permite a aplicação da econometria de estimação de modelos com variáveis dependentes limitadas, originalmente desenvolvidos por Tobin (1958).

Usando dados diários do período de 1999 a 2009, em média com mais de 250 ações por ano, não restritas a uma única classe por empresa emitente, o trabalho constata que o custo total médio de transação sofreu redução substancial e continuada em cada ano do período, indo de 2,93% em 1999 a 1,20% em 2009. Foram propostas diversas variáveis, já consideradas na literatura da área, para explicar a *cross section* dos custos de transação observados, a saber: participação em programas de incentivo ao aumento da transparência de informações, volatilidade e liquidez da ação, tamanho da empresa emitente e, em particular, a possibilidade de que a ocorrência de uma crise de mercado, como a de 2008, afete o nível geral dos custos de transação.

Com base numa especificação linear, estimada com dados em painel, observa-se que os custos de transação são significativamente explicados: (a) pela participação da empresa emitente em níveis de governança corporativa diferenciada e/ou ADRs, evidenciando a validade da proposta desses programas de elevar a transparência das empresas envolvida, (b) pela volatilidade da ação, possivelmente uma *proxy* para a incerteza dos participantes do mercado quanto ao valor intrínseco verdadeiro da ação negociada, e (c) a liquidez da ação, medida pelo índice de negociabilidade utilizado pela BMF&BOVESPA. Como explicação de custos totais de transação, não é significativa o tamanho da empresa emitente. Diferentemente de estudo anterior sobre o mercado brasileiro, por Barbedo et alii. (2009), o presente trabalho fornece resultados mais fortes para a variável “governança corporativa diferenciada”, além da contribuição da variável liquidez; acrescentamos ainda uma variável importante, não considerada naquele trabalho, e que se mostrou ser uma explicação significativa, a saber, a volatilidade da ação.

O trabalho também procura verificar se a crise financeira global de 2008 teria elevado os custos totais de transação de ações no mercado brasileiro, mas encontra resultado que não confirma tal conjectura.

Demonstra-se claramente a viabilidade de aplicação da metodologia utilizada no trabalho para fazer avaliações, com diversas finalidades, que se preocupem em julgar o comportamento do grau de eficiência operacional do mercado secundário de ações, bem como discutir a viabilidade de políticas que visem a reduzir assimetrias de informação nesse mercado.

**1. Introdução**

Ao contrário do que prevê a hipótese de mercado perfeito, a negociação de ativos financeiros nos mercados secundários é feita com custos, genericamente denominados “custos de transação”. Por sua vez, o nível e a evolução dos custos de transação podem

ser vistos como indicadores da eficiência geral de um mercado, tanto em termos operacionais quanto informacionais.

No que diz respeito à *eficiência operacional*, reconhece-se a presença de custos que poderíamos caracterizar como *explícitos*: por exemplo, despesas de corretagem e taxas de emolumentos da bolsa de valores, qualquer rigidez nos mecanismos de processamento de fluxos de ordens, incluindo horários de negociação, e até mesmo impostos, especialmente os incidentes sobre o volume de uma operação, como o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF).

No caso da *eficiência informacional*, o principal impedimento à realização livre de negócios com ativos financeiros é a possível assimetria de informação entre compradores e vendedores em potencial. Como os custos de transação daí resultantes não são diretamente observados, podemos caracterizar tais custos como sendo *implícitos*. Parece claro que, dependendo da eficiência com a qual as informações se refletem nos preços de mercado, menores tendem a ser tais custos e, por sua vez, a sua magnitude pode ser uma medida importante da evolução e do nível da eficiência informacional de um dado mercado.

O objetivo do presente trabalho, que é de natureza essencialmente empírica, é apresentar medidas do custo total de transação no mercado brasileiro de ações, usando argumentos de seleção adversa propostos por Glosten e Milgrom (1985), com a metodologia desenvolvida e aplicada por Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999) para estimar os custos de transação daí decorrentes.

Mais especificamente, o trabalho visa apresentar o resultado da mensuração do custo total de transação, por ação negociada no mercado brasileiro, de 1999 a 2009, e analisar a relação desse custo com a evolução do volume negociado na nossa principal bolsa de valores. Além disso, é feita análise da distribuição dos custos medidos de transação dos vários papéis, nos vários anos do período, em função de algumas variáveis, tais como liquidez e volatilidade da ação, o nível de governança corporativa e o tamanho da empresa emitente, e a participação da empresa em programa de *American Depository Receipts* (ADR) ou não.

O trabalho, além desta Introdução, está estruturado da seguinte maneira. A seção 2 apresenta revisão de literatura com ênfase, inicialmente, nos aspectos conceituais do problema, seguindo-se a descrição dos principais resultados empíricos disponíveis na literatura. A seção 3 descreve a metodologia de estimação dos custos de transação, baseada em modelos logit. Essa metodologia é, nesse momento, comparada especificamente com o enfoque de cálculo da “probabilidade de negociação com informação privilegiada” (PIN). A seguir, a seção 4 descreve a natureza dos dados utilizados, e a seção 5 fornece os resultados obtidos. A seção 6 conclui o trabalho.

## 2. Revisão de literatura

Os principais métodos de estimação de custos de transação em mercados de ações, segundo Lesmond (2005), incluem os descritos a seguir.

As duas primeiras medidas baseiam-se em dados de volume de negociação, e são o giro das ações e a medida de Amihud (2002).

O giro das ações (*turnover*) corresponde à frequência de negociação, mas não exprime um valor para o custo por transação, que pode variar de uma ação para outra, presumivelmente em função de características diferentes de cada ação. Por definição, o *turnover* de uma ação é igual ao quociente entre volume físico negociado e quantidade de ações existentes de cada classe e em cada empresa. Quanto mais alto ele fosse, maior seria a liquidez de uma ação e, portanto, menor o custo dessa liquidez. Entretanto, como

medida de custos de transação que podem incluir incerteza a respeito do valor intrínseco de uma ação, bem como situações de seleção adversa, trata-se de uma medida inadequada, pois, justamente em épocas de crise, quando se acentuam esses problemas, é que o volume de negociação tende a se ampliar.

Por sua vez, a medida de Amihud (2002) usa o quociente entre o módulo do retorno diário de uma ação e o seu volume financeiro diário. Esta medida reflete a noção de *price impact*, ou seja, de reação de preços ao fluxo de ordens de compra e venda. Presume-se que, quanto mais alto o valor dessa medida, mais alto é o custo de transação de uma ação, mas, novamente, não fornece diretamente uma estimativa de custo.

Em terceiro lugar, temos a medida de Roll (1984), que procura inferir indiretamente os custos de transação a partir do comportamento dos preços, e não dos volumes negociados. A medida de Roll consiste em estimar o *spread* efetivo implícito entre cotações de compra e de venda com base na auto-correlação negativa produzida pela oscilação entre as cotações de compra (*bid*) e venda (*ask*). Assim, quanto mais alto fosse o valor dessa auto-correlação, maior seria o *spread*, ou seja, o custo implícito de transação. Infelizmente, porém, as auto-correlações observadas também podem ser positivas, o que invalida esse tipo de estimativa.

A quarta medida, desenvolvida por Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999), daqui em diante referida por LOT, também se apóia exclusivamente no comportamento dos preços. Essa é a medida aplicada neste trabalho, sendo apresentada formalmente na próxima seção. Em síntese, a medida de LOT determina diretamente uma taxa, para o custo de transação, que inclui não apenas o *spread* decorrente de assimetria de informação e seleção adversa, como também os custos de corretagem e impostos, e os custos esperados de *price impact*. A taxa em questão, portanto, combina todos esses tipos de custos, sendo implicitamente observada nos preços aos quais os negócios são realizados. Ou, como escreve Lesmond (2005, p. 424): “LOT... provides an estimate of liquidity encapsulating spread effects, price impact effects, and market depth influences.”

Lesmond (2005) analisa o poder explicativo de todas essas medidas para os mercados de 23 países emergentes, usando como variável dependente uma medida direta de custo, qual seja, o *bid-ask spread* observado. Por causa de limitações quanto ao uso de dados, os *spreads* utilizados são trimestrais. O período analisado vai de 1993 a 2000, e os resultados indicam a superioridade da medida LOT.

Na aplicação original da metodologia utilizada neste trabalho, Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999) usaram retornos diários de todas as ações negociadas na New York Stock Exchange (NYSE) e na American Stock Exchange (AMEX) no período de 1963 a 1990. Os autores obtiveram custos variando, em média, de 1,2% a 10,3% para empresas contidas no primeiro e no último decil em termos de tamanho. Esses valores correspondem a custos do tipo *round trip*, ou seja, custo de compra mais custo de venda, numa dada transação. Os valores foram estimados com base no uso de dados diários de preço de fechamento. Também foi verificado que a sua medida de custos de transação apresentava uma correlação de 0,88 com uma das medidas mais comumente empregadas de custo de transação, a saber, a diferença entre cotações de compra e venda (*bid-ask spread*), o que torna a metodologia um sucedâneo bastante apropriado para estudos de eficiência e estrutura de mercado quando os *spreads* não são facilmente encontrados, como aliás é o caso do mercado brasileiro de ações.

Em LOT, porém, a preocupação principal não era explicar diferenças entre ações em termos de custo de transação, mas justificar a validade do novo método proposto de estimação. Assim mesmo, a relação encontrada entre tamanho da empresa e custo

estimado de transação é tratada neste trabalho como uma hipótese a ser verificada com dados do mercado brasileiro.

Preocupados também com a presença de custos de transação no mercado brasileiro de ações, Barbedo et alii. (2009) utilizaram a técnica de estimação da “probabilidade de (negócios com) informação privilegiada” (*probability of informed trading*, ou PIN), proposta originalmente por Easley et alii. (1996). Nesta aplicação, a idéia é a de que, quanto maior o valor estimado desse tipo de probabilidade, maior é o risco de negociação por um dado investidor em confronto com um participante informado. Os autores analisaram uma *cross section* de 48 ações com dados intra-diários, ou seja, negócio a negócio, no mercado da BMFBovespa entre 2 de janeiro de 2001 e 20 de junho de 2006. O cálculo das probabilidades médias de negociação com informação privilegiada no período, para cada ação incluída na amostra, lhes permitiu testar hipóteses a respeito da influência de níveis diferenciados de governança corporativa e liquidez de cada ação.

Embora os resultados até certo ponto confirmem a expectativa de que ações de empresas inscritas em níveis mais altos de governança (Novo Mercado, principalmente) apresentem probabilidades menores de negociação com informação privilegiada, esse não é o resultado mais forte do trabalho. O trabalho constata que a relação entre as probabilidades e os níveis de liquidez das ações acaba fazendo com que ações de empresas pertencentes ao segmento Tradicional, que são normalmente maiores e mais líquidas, apresentem probabilidades menores do que as obtidas para as ações pertencentes ao Novo Mercado.

Por esse motivo, o presente trabalho também considerará, para explicar diferenças em termos de custos estimados de transação, duas características de empresas que foram alvo de Barbedo et alii. (2009), ou seja, o nível de governança em que a empresa está inserida e uma medida de liquidez de suas ações.

### 3. Modelo e metodologia

O modelo implantado no presente trabalho para a mensuração de custos de transação, desenvolvido por LOT, apóia-se apenas na disponibilidade de séries de retornos diários, não recorrendo diretamente a informações a respeito de corretagens, impostos, ou *spreads* (diferenças entre cotações de compra e venda), que conteriam, como fator determinante importante, segundo Stoll (1989), um prêmio exigido pelo *market maker* por operar em condições de informação assimétrica.

O ingrediente básico deste enfoque é a utilização da incidência de retornos diários nulos e sua incorporação ao processo de geração de retornos, como descrito a seguir.

Se não existissem custos de transação, os investidores seriam capazes de negociar ações continuamente. Não sendo os custos iguais a zero, o investidor marginal comparará o custo de transação aos ganhos esperados. É razoável dizer que o investidor marginal em questão será aquele para o qual é máxima a diferença líquida entre o valor da informação e os custos de transação. Conforme LOT e Glosten e Milgrom (1985), supõe-se a existência de informação pública que os investidores são capazes de usar para ampliar seu conjunto de informações e ajudar na decisão subsequente de negociar ou não. Além disso, conforme LOT, o principal fator determinante da variação de preços será a negociação baseada no uso de informação, e não a realização de negócios provocados por necessidade de liquidez.

Portanto, imagina-se que se observará uma variação de preço quando o comprador ou vendedor dispuser de informação cujo valor é pelo menos igual a essa variação de preço. Assim sendo, a hipótese básica passa a ser a de que, ao ser observado um retorno

igual a zero, ou seja, que foi efetuado um negócio no qual o preço da ação não variou, então é porque o nível de custos de transação não foi superado, e esse negócio não era motivado pelo uso de informação relevante, favorável ou desfavorável.

O modelo aqui utilizado é um modelo de geração de retornos na presença de custos de transação, e baseia-se na análise de variáveis dependentes limitadas de Tobin (1958), discutida em Maddala (1983).

Supõe-se que o “modelo de mercado” seja o processo apropriado de geração de retornos diários, sendo suprimido o intercepto. Havendo custos de transação, o investidor informado marginal negociará somente se o valor da informação superar os custos de transação. Portanto, o intercepto do modelo de mercado ficará incluído nos interceptos aqui estimados.

O modelo proposto da relação entre retornos observados da ação  $j$  na data  $t$ ,  $R_{jt}$ , e os retornos verdadeiros,  $R_{jt}^*$ , é dado por:

$$R_{jt}^* = \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

onde  $R_{mt}$  é o retorno da carteira de mercado na data  $t$  e, além disso:

$$\begin{aligned} R_{jt} &= R_{jt}^* - \alpha_{1j} && \text{se } R_{jt}^* < \alpha_{1j} \\ R_{jt} &= 0 && \text{se } \alpha_{1j} < R_{jt}^* < \alpha_{2j} \\ R_{jt} &= R_{jt}^* + \alpha_{2j} && \text{se } R_{jt}^* > \alpha_{2j} \end{aligned} \quad (2)$$

Ou seja, para a empresa  $j$ , o limite de custo de transação para o uso de informação desfavorável é  $\alpha_{1j}$ , e para negócios com informação favorável o limite é  $\alpha_{2j}$ . Se o verdadeiro retorno, isto é,  $R_{jt}^* = \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt}$ , estiver entre esses dois limites, o retorno observado da ação no dia  $t$  será igual a zero, e os negócios realizados o terão sido apenas por motivos de liquidez, supondo-se então que o valor da liquidez seja superior aos custos de transação.

A função de verossimilhança correspondente ao modelo acima possui três componentes que dizem respeito aos retornos observados: um componente referente a retornos negativos, outro a retornos positivos, e o terceiro referente a retornos iguais a zero:

$$L = \prod_{t \in R_1} (1/\sigma_j) \phi_1(\zeta_t) \prod_{t \in R_2} (1/\sigma_j) \phi_2(\zeta_t) \prod_{t \in R_0} P(\text{retorno} = 0) \quad (3)$$

$R_1$  e  $R_2$  são as regiões nas quais o retorno observado,  $R_{jt}$ , é diferente de zero, condicionado a retornos negativos e positivos do índice de mercado, respectivamente, e  $R_0$  é a região de retornos nulos. Os símbolos  $\phi_1$  e  $\phi_2$  denotam as funções densidade da distribuição normal padronizada, respectivamente, para valores negativos e positivos dos retornos observados. Ou seja, correspondem aos resíduos padronizados, calculados por  $\zeta = \varepsilon/\sigma$ , onde  $\sigma^2$  é a variância estimada somente com retornos observados não nulos.  $P(\text{retorno} = 0)$  indica a probabilidade de que o retorno observado seja igual a zero.

Usando-se as definições do conjunto de equações (2), e calculando-se o logaritmo da função de verossimilhança, temos:

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_1 \ln[(2\pi\sigma_j^2)^{-1/2} - \sum_1 [(1/2\sigma_j^2)(R_{jt} + \alpha_{1j} - \beta_j R_{mt})^2 \\ & + \sum_2 \ln[(2\pi\sigma_j^2)^{-1/2} - \sum_2 [(1/2\sigma_j^2)(R_{jt} + \alpha_{2j} - \beta_j R_{mt})^2 \\ & + \sum_0 \ln(\Phi_{j2} - \Phi_{j1}) \end{aligned} \quad (4)$$

onde  $\Phi_{j2}$  e  $\Phi_{j1}$  são as funções distribuição da normal padronizada, correspondendo respectivamente aos retornos das regiões  $R_2$  e  $R_1$ .

Os parâmetros  $\alpha_{1j}$ ,  $\alpha_{2j}$ ,  $\beta_j$  e  $\sigma_j$  são estimados mediante a maximização da função de verossimilhança apresentada na equação (4), e os custos de transação estimados, para cada ação  $j$ , são medidos pela diferença entre os valores estimados dos dois termos de intercepto ou, mais precisamente:

$$\text{Custo estimado de transação da ação } j = \hat{\alpha}_{2j} - \hat{\alpha}_{1j} \quad (5)$$

Na apresentação e análise dos resultados obtidos, a seguir, discutem-se os números obtidos para essa estimativa de custo de transação.

Em Lesmond (2005) foi feita uma aplicação da metodologia descrita acima, e originalmente publicada em LOT, para verificar a correlação com a medida usual de custo de transação (*bid-ask spread* mais corretagens) em vários países emergentes, inclusive o Brasil. No caso dos dados brasileiros, o autor usou *spreads* trimestrais, e obteve correlação de 0,48 com a sua medida de custo de transação. O autor ainda destaca, como limitação do método aqui empregado, que os dados diários empregados não podem conter mais de 80% de retornos nulos combinados a retornos inexistentes (caracterizando a não ocorrência de negócios num dado dia).

Por esse motivo, o presente trabalho utiliza somente as ações com pelo menos 60 retornos realizados em cada ano, o que exclui, na pior das hipóteses, pouco menos de 25% dos dados coletados. Lesmond (2005) analisa dados para 23 mercados emergentes no período de 1993 a 2000, e observa uma forte elevação dos custos de transação estimados entre o terceiro trimestre de 1997 e o terceiro trimestre de 1998, coincidindo com a crise da Ásia e a crise da Rússia. Por esse motivo, no presente trabalho também é incorporada uma hipótese para verificar a importância da crise financeira global no segundo semestre de 2008.

Num teste de determinantes do custo de liquidez, medido pelo *bid-ask spread* para comparar a contribuição da medida LOT e de outras medidas concorrentes (ROLL, 1984; AMIHUD e MENDELSON, 1986; AMIHUD, 2002; giro das ações, ou *turnover*), Lesmond também inclui a volatilidade de cada ação como variável explicativa, obtendo, em geral, coeficientes positivos e significantes, particularmente para o mercado brasileiro. Por esse motivo, também é incluída neste trabalho uma hipótese de relação direta entre volatilidade e o custo estimado de transação.

Por sua vez, o enfoque PIN apresenta duas desvantagens evidentes: (a) a necessidade de volume muito elevado de dados, exigindo acesso a bases de dados de negócio a negócio, (b) o fato de que a medida obtida não expressa diretamente uma estimativa de custo de transação, o que faz com que não se preste tão bem a julgamentos de eficiência de mercado quanto a medida resultante do método LOT.

#### 4. Teste de hipóteses e dados utilizados

Foram usados os retornos diários de ações negociadas no segmento Bovespa da BMFBovespa, disponíveis no banco de dados da Economática, cobrindo os períodos de janeiro de 1999 a dezembro de 2009. Apenas as ações que foram negociadas em pelo menos 60 dos aproximadamente 250 pregões de cada ano foram consideradas na análise.

Como é evidenciado na descrição da metodologia, os dados básicos para a análise efetuada neste trabalho consistem em retornos diários de ações e de um índice de mercado. A Tabela 1, a seguir, fornece estatísticas básicas anuais para os resultados obtidos: média, mediana e desvio-padrão do custo médio de transação obtido (%), bem como a quantidade de ações consideradas a cada ano.

Tabela 1: Estatísticas descritivas do custo estimado de transação (%) e número de ações utilizadas, 1999-2009.

Ano	Média	Mediana	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Ações com pelo menos 100 retornos diários observados no ano
1999	2,9253	1,7407	3,4417	23,3022	0,0101	245
2000	1,9556	1,2331	1,9253	9,9970	0,0513	225
2001	2,0584	1,3454	2,5013	19,8373	-2,2370	201
2002	2,1761	1,3848	2,7347	16,9234	0,0132	185
2003	1,9211	1,0667	2,7603	21,2535	-2,7490	196
2004	1,5720	0,9820	2,0645	12,9163	-2,8890	213
2005	1,4228	0,7742	1,6601	8,2186	0,0038	219
2006	1,2725	0,5162	1,5408	7,3871	-2,5540	241
2007	1,3478	0,7069	1,5288	6,8503	-1,8080	363
2008	1,3451	0,8375	1,4471	6,2066	-2,8210	349
2009	1,2056	0,6286	1,7661	8,8491	-4,8520	326

A visão geral da série dos valores estimados do custo de transação, na Tabela 1, indica um declínio e, portanto, de um aumento da eficiência das transações no mercado de ações ao longo do tempo. Percebe-se também uma redução da dispersão dos custos estimados do início para o final do período analisado. Entretanto, há uma elevação da mediana dos custos estimados em 2008, que pode ser o efeito da crise financeira global ocorrida no segundo semestre daquele ano. Aumento semelhante também é observado no ano de 2007, no qual se completou a onda de ofertas públicas iniciais, começada em 2004. Talvez o ingresso de novas empresas tenha aumentado o grau de assimetria de informação nos negócios com ações na BMFBovespa. A análise econométrica subsequente inclui e dá maior ênfase às possíveis explicações associadas às características de cada empresa emitente das ações, bem como ao possível impacto da crise de 2008 sobre os custos estimados de transação.

Para esse fim, são definidas as seguintes variáveis explicativas dos custos de transação, acompanhadas pelas respectivas hipóteses de trabalho:

**Negociabilidade da ação:** Acredita-se que, quanto mais negociada uma ação, o que provavelmente envolve maior número de participantes em seu mercado, maior é a facilidade de incorporação de informação nos negócios, o que reduziria a assimetria de

informação e, portanto, os custos de transação aqui estimados. Originalmente, a inclusão de uma medida de volume de negociação de uma ação como determinante de custos de liquidez provém de Stoll (2000), que argumenta que o volume de negociação é uma *proxy* do estoque disponível de uma ação, o que facilita a localização de uma contraparte para um negócio e, portanto, reduz os custos de negociação. O mesmo vale, segundo Stoll (2000), para o tamanho da empresa emitente. No presente trabalho, porém, foi utilizado como medida desta variável o indicador de negociabilidade no mercado à vista de ações definido pela BMFBovespa:

$$\text{Índice de negociabilidade} = \sqrt{\frac{n_i}{N} \times \frac{v_i}{V}} \quad (6)$$

Onde:

$n_i$  = número de negócios com a ação  $i$  no período

$N$  = total de negócios de todas as ações consideradas

$v_i$  = volume financeiro dos negócios com a ação  $i$

$V$  = volume financeiro de todas as ações consideradas

**Volatilidade da ação:** Segundo Stoll (2000), a volatilidade de uma ação reflete o risco de variações desfavoráveis de preço de ações mantidas em estoque por *market makers*. Também pode ser argumentado que a volatilidade de uma ação reflete diretamente a incerteza a respeito dos fundamentos da ação. Portanto, a relação esperada entre volatilidade e custo estimado de transação é direta. A volatilidade de uma ação foi estimada pelo desvio-padrão dos retornos diários da ação, a partir de todos os retornos diários de cada ação no ano de análise.

**Tamanho da empresa:** Esta variável foi considerada como tentativa de confirmação de resultados originalmente obtidos em LOT para o mercado americano. Como naquele trabalho, o tamanho da empresa foi medido anualmente pelo valor médio da capitalização de mercado de cada empresa emitente. Como em LOT, espera-se relação inversa entre tamanho da empresa e custo de transação com suas ações, a partir do argumento de Stoll (2000), exposto acima. No presente trabalho, o valor de cada empresa emitente foi medido pelo chamado *enterprise value* (EV) da Economia, ou seja, a soma dos valores de mercado das várias classes de ações emitidas pela empresa com o valor contábil da dívida total líquida.

**Nível de governança corporativa:** Variável categórica, representando a presença da empresa, a cada ano do período analisado, em cada uma das classes de governança diferenciada definidas pela BMFBovespa: Novo Mercado, Nível 1, Nível 2, Tradicional. Como um dos objetivos desse programa é aumentar a transparência a respeito de cada empresa emitente, espera-se relação inversa entre governança diferenciada e custo de transação. Como a BMFBovespa criou o sistema de governança diferenciada somente no final do ano de 2000, todas as ações receberam valor igual a zero para esta variável, quando os dados se referem aos anos de 1999 e 2000. As informações específicas a respeito da inclusão de cada ação da amostra nos vários níveis de governança foram obtidas, no site da BM&FBOVESPA, em <http://www.bmfbovespa.com.br/cias-listadas>.



**Participação em programa de ADR:** Variável categórica, representando a participação da empresa, em cada ano do período analisado, em programa de negociação no mercado de ADRs, em nível II pelo menos, ou seja, com cotação e negociação em bolsa. Como as agências reguladoras do mercado americano supostamente tendem a ser mais exigentes quanto à divulgação de informação aos investidores, espera-se relação inversa entre esta variável e o custo de transação com as ações.

Em geral, os dados necessários à realização deste trabalho foram obtidos, em sua maior parte, no banco de dados da Economática Ltda., ou no site da BM&FBovespa.

## 5. Modelagem empírica

A especificação utilizada para o teste de todas as hipóteses acima formuladas foi a seguinte:

$$\text{Custo}_{j,t} = \beta_0 + \beta_a \text{ADR}_{j,t} + \beta_2 \text{DN1}_{j,t} + \beta_3 \text{DN2}_{j,t} + \beta_4 \text{DNM}_{j,t} + \beta_5 \text{SIZE}_{j,t} + \beta_6 \text{VOL}_{j,t} + \beta_7 \text{IN}_{j,t} + \beta_8 \text{D2008} + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

Onde:

$\text{ADR}_{j,t} = 1$  se empresa  $j$  participa de programa de ADR pelo menos em nível II no ano  $t$ ; 0 em caso contrário;

$\text{DN1}_{j,t} = 1$  se empresa está registrada no Nível 1 de Governança Corporativa da BM&FBOVESPA no ano  $t$ ; 0 em caso contrário;

$\text{DN2}_{j,t} = 1$  se empresa está registrada no Nível 2 de Governança Corporativa da BM&FBOVESPA no ano  $t$ ; 0 em caso contrário;

$\text{DNM}_{j,t} = 1$  se empresa está registrada no Novo Mercado da BM&FBOVESPA no ano  $t$ ; 0 em caso contrário;

$\text{SIZE}_{j,t} =$  enterprise value (EV) da empresa  $j$  no ano  $t$ ;

$\text{VOL}_{j,t} =$  desvio-padrão do retorno diário da ação da empresa  $j$  no ano  $t$ ;

$\text{IN}_{j,t} =$  índice de negociabilidade da ação da empresa  $j$  no ano  $t$ ;

$\text{D2008} = 1$  se dado pertence ao ano de 2008; 0 em caso contrário.

Como não há restrição a classes de ações, já que estamos interessados na maior proporção possível de títulos negociados em nosso mercado secundário, a amostra contém todas as classes de ações de cada empresa  $j$  que satisfizeram a limitação exposta acima quanto à disponibilidade de dados em cada ano.

De acordo com a discussão na formulação das hipóteses, as hipóteses testadas foram as seguintes:

**Participação em programa de ADRs:** a hipótese nula é  $\beta_1 \geq 0$ , e a hipótese alternativa é  $\beta_1 < 0$  (empresas que participam desse programa são obrigadas a divulgar mais informações, o que reduz os custos de transação de suas ações).

**Inscrição em Níveis de Governança Corporativa Diferenciada:** para todos os coeficientes  $\beta_2$  a  $\beta_4$ , a hipótese nula é a de que o sinal seja não negativo, e a alternativa é a de que o sinal seja negativo, indicando custos mais baixos em relação ao segmento Tradicional. A expectativa seria a de que a governança corporativa diferenciada, prevendo maior transparência de informações, reduziria os custos de transação de ações das empresas envolvidas.

**Tamanho da empresa:** a hipótese nula é  $\beta_5 \geq 0$ , e a alternativa é  $\beta_5 < 0$  (empresas maiores são mais acompanhadas e analisadas, reduzindo o custo de transação de suas ações).

**Volatilidade:** a hipótese nula é  $\beta_6 \leq 0$ , e a alternativa é  $\beta_6 > 0$  (ações mais arriscadas geram mais incerteza em sua negociação, o que eleva os seus custos de transação).

**Negociabilidade:** a hipótese nula é  $\beta_7 \geq 0$ , e a alternativa é  $\beta_7 < 0$  (ações que são mais negociadas envolvem maior participação e incorporação de informações relevantes, produzindo custos mais baixos de transação).

**Crise de 2008:** a hipótese nula é  $\beta_8 \leq 0$ , e a alternativa é  $\beta_8 > 0$  (a crise geral de mercado de 2008, aumentando a incerteza a respeito da economia e dos valores intrínsecos das ações, teria contribuído para aumentar a possibilidade de assimetria de informação sobre esses valores, elevando assim os custos de transação das ações, em geral, nesse ano).

A seguir, a Tabela 2 apresenta a evolução anual das médias amostrais de cada variável explicativa usada no modelo proposto, com exceção, é claro, da variável Crise de 2008.

Tabela 2: Série anual das **médias** das variáveis explicativas utilizadas para estimar a equação (7). ADR = número de ações em programas ADR de nível II pelo menos; DN1 = número de empresas inscritas no Nível 1 de Governança Corporativa Diferenciada da BM&FBOVESPA; DN2 = número de empresas inscritas no Nível 2 de Governança Corporativa Diferenciada da BM&FBOVESPA; DNM = número de empresas inscritas no Novo Mercado da BM&FBOVESPA; SIZE = enterprise value (valor de mercado de todas as classes de ações + valor contábil da dívida total líquida da empresa), no final de cada ano, em milhões de Reais; VOL = desvio padrão dos retornos diários da ação no ano; IN = índice de negociabilidade da ação no ano.

Ano	AÇÕES	ADR	DN1	DN2	DNM	SIZE	VOL	IN
1999	245	23	16	4	6	2540,10	0,0474	0,0033
2000	225	28	20	3	10	3493,99	0,0424	0,0039
2001	201	31	28	3	8	3975,31	0,0451	0,0045
2002	185	38	35	3	10	4883,62	0,0392	0,0049
2003	196	38	44	4	11	5618,45	0,0374	0,0046
2004	213	40	51	5	14	7268,75	0,0327	0,0043
2005	219	39	53	9	21	8561,42	0,0312	0,0042
2006	241	38	58	11	34	9695,07	0,0335	0,0037
2007	363	36	67	17	75	9648,95	0,0424	0,0024
2008	349	37	65	20	88	8545,09	0,0483	0,0025
2009	326	36	60	21	99	8883,86	0,0361	0,0027

Destaque-se, na Tabela 2, e levando em conta que as amostras anuais variam em quantidade e composição, os seguintes aspectos: (a) o nível mais alto de volatilidade média ocorreu no ano da crise financeira recente (2008), o que pode ajudar a explicar porque o resultado para a *dummy* de 2008 não foi significativo (a crise ajudou a elevar volatilidades, e indiretamente afetou o nível dos custos observados de transação); (b) o crescimento explosivo do número de empresas participando do Novo Mercado, em especial em 2007, quando se registrou uma forte onda de ofertas públicas iniciais (IPOs), quase todas de empresas que abriram o capital e se inscreveram nesse segmento da bolsa de valores; (c) a estabilidade do número de empresas participantes em programas de ADR, geralmente empresas tradicionais, que no máximo estão inscritas no Nível 2, ou então no segmento Tradicional; (d) a redução dos valores da medida de liquidez (Intensidade de Negociação – IN), especialmente em 2007-2009, reflete apenas o fato de que a negociação em bolsa, em geral, se tornou menos concentrada do que em anos anteriores, já que se trata de uma medida relativa de liquidez de uma ação (ver equação (6)); (e) a queda significativa do tamanho médio das empresas da amostra em 2008, em relação ao ano anterior, fundamentalmente por causa da queda generalizada de cotações com a crise que se acentuou no segundo semestre de 2008.

## 6. Resultados do teste de hipóteses

As hipóteses foram testadas com um estimador em painel com efeitos fixos, com erros padrão calculados pelo método de White Os resultados obtidos são expostos na Tabela 3, a seguir.

Tabela 3: Resultados da estimação da equação (7) e inferência estatística a respeito das hipóteses testadas no trabalho. Número total de observações = 2846. Total de observações não balanceadas = 2211. Na última coluna, a conclusão “Rejeita  $H_0$ ” pressupõe uma rejeição em favor da hipótese alternativa explicitada acima, para cada variável considerada.

Variável	Coef. estimado	Erro padrão	Estatística t	Conclusão
Constante	-0,002289	0,001176	-1,946948	Não aplicável
ADR	-0,005746	0,001343	-4,280103	Rejeita $H_0$ a 1%
DN1	-0,005917	0,001134	-5,215961	Rejeita $H_0$ a 1%
DN2	-0,004582	0,001562	-2,933472	Rejeita $H_0$ a 1%
DNM	-0,003771	0,001036	-3,638381	Rejeita $H_0$ a 1%
VOL	0,616602	0,040016	15,408800	Rejeita $H_0$ a 1%
SIZE	2,91E-09	1,20E-08	0,242794	Não rejeita $H_0$
IN	-0,224923	0,028218	-7,971005	Rejeita $H_0$ a 1%
D2008	-0,003581	0,008298	-0,431519	Não rejeita $H_0$
$R^2$ ajustado				0,5871
Estatística F (p-valor)				4,3123 (0,0000)

Nota: valor crítico para teste t unicaudal a 1% = 2,326.

Portanto, como indicam os resultados apresentados na Tabela 3, parece haver evidência sólida a indicar que o tamanho da empresa não contribui para explicar diferenças em termos de custos de transação como os aqui estimados, pois, o resultado, além de não ter o sinal esperado, não é significativo.

Tampouco a variável que representa o impacto da crise de 2008 não apresentou um coeficiente com o sinal esperado (positivo), mas, de qualquer forma, o seu impacto não parece ter sido significativo sobre os custos de transação observados.

Por outro lado, as diversas variáveis (ADR, DN1, DN2 e DNM) representativas de participação em programas que exigem a apresentação um nível mais elevado de divulgação e transparência, possivelmente contribuindo para redução de custos de assimetria de informação, são significantes e os seus coeficientes possuem os sinais esperados (negativos). Portanto, os custos de transação totais das ações dessas empresas são inferiores aos de empresas no segmento Tradicional e/ou não inscritas em programas de ADR. Além disso, os resultados são mais fortes do que os obtidos quanto a esse aspecto em Barbedo et alii. (2009).

Resultado semelhante ocorreu com a variável que representa a intensidade de negociação de uma ação. Conjecturava-se uma relação inversa entre negociabilidade e custo de transação, e o coeficiente obtido tem de fato sinal negativo. O resultado é significativo, o que também confirma a expectativa de que maior intensidade de negociação está associada a custos de transação mais baixos.

No entanto, as variáveis representativas de participação em programas que exigem maior transparência na divulgação de informações pelas empresas apresentaram coeficientes, não só com os sinais esperados, como os resultados foram significativos.

Por fim, e este foi o resultado mais forte, evidencia-se, como esperado, que ações mais voláteis apresentam custos de transação, explícitos mais implícitos, significativamente mais elevados, dando confiança à interpretação de que maior volatilidade está associada a uma maior incerteza quanto ao valor intrínseco de uma ação. Mas, sem dúvida, poderia ser argumentado que a direção de causalidade é no sentido contrário (maior dificuldade de avaliação faz o preço de mercado variar mais).

## 7. Conclusões

Os resultados mais claros do trabalho dizem respeito à importância dos mecanismos de governança corporativa na redução de custos de transação, principalmente implícitos, extraídos dos dados de negociação de ações. É bem possível que o nível geral dos custos de transação tenha caído no período analisado, em função de reduções de despesas de corretagem em nosso mercado. Entretanto, os resultados indicam que as empresas que participam de programas em que é exigida maior transparência de seus dados relevantes para o investidor são empresas cujas ações são negociadas a custos totais mais baixos, o que só pode ser explicado por custos implícitos mais baixos.

Além disso, também há fatores externos que explicam o comportamento dos custos de transação, a saber, principalmente, a volatilidade das ações. É claro que a volatilidade de uma ação de uma empresa pode ser mais elevada do que a de outra empresa em decorrência de fatores específicos, mas também há um componente sistemático e exógeno. Isto pode ser observado na evolução das médias anuais durante o período analisado (ver o pico da volatilidade média das ações da amostra em 2008, conforme dados da Tabela 2).

Diretamente, a crise ocorrida em 2008 não contribuiu significativamente para elevar custos de transação. Na medida em que a crise possa ter elevado a volatilidade das ações de uma maneira geral, o efeito da crise já seria captado com a inclusão de uma variável representando essa volatilidade.

Além de fornecer uma estimativa direta de custos de transação, o trabalho apresentou resultados um pouco diversos dos obtidos com o enfoque PIN em Barbedo et alii. (2009), pois os resultados aqui obtidos foram mais claros como apoio à contribuição dos programas de governança diferenciada, além da contribuição da liquidez de uma ação como fator relevante.

Por fim, como contribuição à literatura, o presente trabalho demonstrou a viabilidade da utilização do enfoque LOT na determinação direta de estimativas de custos de transação. Suas exigências econométricas, computacionais e de dados são muito menores do que as do enfoque PIN, e assim mesmo produziu resultados significativos e razoáveis em relação a expectativas normais quanto à influência das diversas variáveis já consideradas em outros trabalhos.

Uma extensão natural de um trabalho como este seria a de considerar outras características das empresas como explicações de custos implícitos de transação, representadas por informações fundamentais e causadoras de possível assimetria de informação e problemas de agência com o acionista externo ao grupo controlador da empresa.

## 8. Referências bibliográficas

AMIHUD, Y.; MENDELSON, J. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, v. 17, p. 223-249, 1986.

AMIHUD, Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series Effects. *Journal of Financial Markets*, v. 5, p. 31-56, 2002.

BARBEDO, C. H.; DA SILVA, E. C.; LEAL, R. P. DA C. Probabilidade de informação privilegiada no mercado de ações, liquidez intra-diária e níveis de governança corporativa. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, p. 51-62, 2009.

GLOSTEN, L.; MILGROM, P. Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, v. 14, p. 71-100, 1985.

LESMOND, D. Liquidity of emerging markets. *Journal of Financial Economics*, v. 77, p. 411-452, 2005.

LESMOND, D. A.; ODGEN, J. P.; TRZCINKA, C. A. A new estimate of transactions costs. *The Review of Financial Studies*, v. 12, p. 1113-1142, 1999.

MADDALA, G. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge, MA, 1983.

ROLL, R. A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *Journal of Finance*, v. 39, p. 1127-1139, 1984.

STOLL, H. R. Inferring the components of the bid-ask spread: theory and empirical tests. *Journal of Financial Economics*. v. 12, p. 57-79, 1989.

\_\_\_\_\_. Friction. *Journal of Finance*, v. 56, p. 1-31, 2000.

TOBIN, J. Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, v. 26, p. 24-36, 1958.