

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

HELDER ULISSES ANTONIAZZI

**Formador de Mercado e seu Impacto nos Custos de Transação no
Mercado de Ações Brasileiro**

São Paulo
Junho de 2013

HELDER ULISSES ANTONIAZZI

**Formador de Mercado e seu Impacto nos Custos de Transação
no Mercado de Ações Brasileiro**

Dissertação apresentada à Escola de Economia
de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas
como requisito para obtenção do título de
Mestre em Finanças e Economia

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes
Marçal

São Paulo
Junho de 2013

Antoniuzzi, Helder Ulisses.

FORMADOR DE MERCADO E SEU IMPACTO NOS CUSTOS DE
TRANSAÇÃO NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO / Helder Ulisses
Antoniuzzi. - 2013. 46 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Ações (Finanças) - Brasil. 2. Mercado financeiro - Brasil. 3. Custos de
transação. 4. Liquidez (Economia). I. Marçal, Emerson Fernandes. II.
Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.76(81)

HELDER ULISSES ANTONIAZZI

**Formador de Mercado e seu Impacto nos Custos de Transação no
Mercado de Ações Brasileiro**

Dissertação apresentada à Escola de Economia
de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas
como requisito para obtenção do título de
Mestre em Finanças e Economia

Campo de conhecimento: Finanças

Data de Aprovação

__/__/__

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
(orientador)

FGV – EESP

Prof. Dr. Rogério Mori

FGV – EESP

Prof^a. Dr^a. Marislei Nishijima

USP – EACH

São Paulo

Junho de 2013

AGRADECIMENTOS

Muitas pessoas foram importantes na construção deste trabalho. Em primeiro lugar meus pais, Adenir e Sônia, que sempre me apoiaram. Meu irmão Kleber e minha cunhada Camila, por também estarem sempre disponíveis.

Gostaria de agradecer ao meu orientador, Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal, pelo apoio, orientação e esforço depositados neste trabalho, sem os quais não seria possível concluí-lo.

Agradeço também aos membros da banca examinadora, Prof. Dr. Rogério Mori e Profa. Dra. Marislei Nishijima, pelos comentários e contribuições para o aprimoramento de minha dissertação.

Aos meus amigos da BM&FBOVESPA; Ney, Benatti, Andrés e Rafael agradeço pela colaboração com a base de dados e conselhos importantes.

Por fim, agradeço a minha noiva Paula, pelo seu companheirismo, suporte, incentivo e carinho, fundamentais para superar o desafio posto por este estudo e também à sua família; Samir, Maria Eugênia e Flávia.

RESUMO

O trabalho tem por objetivo validar a influência dos formadores de mercado de ações sobre a liquidez, uma *proxy* capaz de medir os custos de transação no mercado secundário de ações. O desafio de medir corretamente a liquidez teve trabalhos relevantes desde 1984, e recentemente foi alvo de uma revisão geral que comparou diversas medidas e encontrou alguns ganhadores.

A proposta do presente trabalho é a de revisitar estas medidas e selecionar a métrica mais adequada ao mercado Brasileiro. Escolhida a *proxy* mais significativa, será então avaliada a relevância do formador de mercado na determinação dos custos de transação por meio de uma versão modificada da equação econométrica de Sanvicente (2012).

Por fim, este trabalho será relevante para identificar se as empresas devem contratar formadores de mercado para suas ações, com o fim de reduzirem os custos da negociação de suas ações.

Palavras-Chave: liquidez, custos de transação, formador de mercado, *bid-ask spread*, spread efetivo, alta frequência

ABSTRACT

The present study analyzes the influence of share's market makers on liquidity, validating a proxy that is able to measure transactions costs into secondary market.

Since 1984, important papers face the challenge of measuring liquidity and recently a general review was done to compare different measures, finding the most accurate ones.

This article intends to revisit these measures and select a metric most suitable to Brazilian market. Once the proxy is chosen, will be then evaluated the relevance of the market maker in determining transaction costs through a modified version of econometric equation from Sanvicente (2012).

Lastly, the great contribution of the article is to identify whether the companies should hire a market maker for their stocks, in order to reduce the costs of trading in its shares.

Key-words: liquidity, transaction costs, market maker, bid-ask spread, high frequency

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Quantidade de papéis analisados com e sem formador de mercado	22
Figura 2. Quantidade de papéis analisados por nível de governança corporativa	23
Figura 3. Spread mensal médio por medida de liquidez ao longo do período	25

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Tipos de custo de transação	12
Tabela 2. Estatística descritiva das medidas analisadas	24
Tabela 3. Estatística descritiva das variáveis determinantes do custo de transação	27
Tabela 4. Quadro resumo das regressões de cada medidas de liquidez	28
Tabela 5. Matriz de correlação das medidas de liquidez	29
Tabela 6. Matriz de correlação dos determinantes do custo de transação.....	29
Tabela 7. Resultado da análise de painel dos determinantes do custo de transação.....	30
Tabela 8. Correlograma dos resíduos	31
Tabela 9. Fator Inflacionário da Variância	31
Tabela 10. Resultado da análise de dados em painel com efeito fixo no período	32

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	10
2. REVISÃO DA LITERATURA	13
3. MODELOS.....	18
3.1. Modelo de alta frequência (<i>Effective Spread</i>)	18
3.2. Modelo de baixa frequência de LOT (1999)	19
3.3. Modelo de baixa frequência de Roll (1984)	20
3.4. Modelo de baixa frequência de Amihud (2002)	21
4. DADOS	22
5. METODOLOGIA.....	26
6. RESULTADOS	27
6.1. Qual a melhor medida de <i>spread</i> ?	28
6.2. Atuação do Formador de Mercado é relevante?	29
7. CONCLUSÃO.....	34
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	35
APÊNDICE	37

1. INTRODUÇÃO

A liquidez pode ser definida como sendo a facilidade que se tem de transformar um ativo em dinheiro com rapidez e preço justo de mercado. Embora não exista um conceito dominante de liquidez, a maior parte da literatura a descreve como a facilidade de se negociar um ativo rapidamente, em grande volume e convertê-lo em dinheiro. A importância da liquidez nos preços dos ativos tem sido cada vez mais estudada no mundo acadêmico e nos últimos cinco anos crescentemente analisada por empresas gestoras de investimentos. O meio acadêmico dispõe de um número relevante de estudos que tentaram buscar a melhor medida de iliquidez para ativos financeiros. No mercado de ações as primeiras propostas se baseavam principalmente no volume negociado, no número de negócios e no retorno da ação.

As bolsas de valores disponibilizam o mercado secundário de capitais, sendo o mercado de ações o foco deste estudo. No Brasil a BM&FBOVESPA é a empresa que administra o ambiente do mercado de ações, no qual compradores e vendedores se encontram para negociarem. Como define a BM&FBOVESPA¹, “todo investidor busca a otimização de três aspectos básicos em um investimento: retorno, prazo e proteção. Ao avaliá-lo, deverá estimar sua rentabilidade, liquidez e grau de risco. Por exemplo, um ativo menos líquido pode demorar mais tempo para ser vendido, e se houver um grande lote de ações poderá afetar o mercado, ocasionando a queda em seu preço”.

Na literatura acadêmica foram criadas diversas formas de medir a liquidez. Para *proxies* de liquidez são utilizadas medidas como número de negócios, volume, *turnover*, *bid-ask spread* – a diferença entre os preços da melhor oferta de compra (mais cara) e da melhor oferta de venda (mais barata) – e, por fim, a profundidade do livro de ofertas, ou seja, a quantidade de ofertas no *ranking* com preços mais próximos de mercado e volumes significativos. Este trabalho tem por objetivo inicial revisar as principais medidas utilizadas no meio acadêmico, sobretudo as presentes no artigo de Goyenko, Holden e Trzcinka ou GHT (2009) e, em seguida fazer uso da melhor medida de liquidez como *proxy* de custo de transação para avaliar se um formador de mercado tem influência significativa sobre esta. Por consequência, validar a eficiência do modelo brasileiro de formador de mercado é o principal motivador deste estudo.

¹ Fonte: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/a-bmfbovespa/download/merccap.pdf>

Todas as bolsas de valores no mundo possuem programas para formadores de mercado com o fim de auxiliarem a redução do *spread*. No Brasil, o Formador de Mercado (FM) deve cumprir as regras da BM&FBOVESPA² e da Instrução da Comissão de Valores Mobiliário (CVM) 384/2003, podendo ser contratado pela empresa ou ser independente. Ele terá de atender, entre outros requisitos, uma quantidade de mínima de ações em cada oferta que realizar em função da quantidade média negociada. O FM de ações brasileiras (lista completa consta no Apêndice A) deverá também respeitar um intervalo máximo (*spread*) entre a oscilação nos preços das ofertas de compra e de venda de uma ação calculado com base na volatilidade verificada ao longo de um determinado período de tempo.

Apesar de no mercado brasileiro ser permitido o credenciamento de mais de um formador de mercado por ação, não foram observados mais de um formador na mesma ação, como ocorre nos mercados norte-americanos. Isto se dá ao fato de somente o primeiro formador poder ser isento de taxas de negociação e liquidação da bolsa brasileira. No Brasil, esta atividade é concentrada por poucas instituições como pode ser visto no Apêndice A.

Este trabalho parte da premissa que o FM cumpre estas regras e os casos de não cumprimento estão atrelados aos comportamentos atípicos do mercado – com oscilações fora dos padrões regulares, decorrentes de algum fato econômico, catastrófico ou, até mesmo, algum fato positivo totalmente inesperado que altere em demasia o preço do papel – quando pode haver liberação de suas obrigações por parte da Bolsa de Valores até que o mercado retorne ao nível da normalidade.

Segundo Amihud (1986), os formadores de mercado estão prontos para preencher intervalos sem negociação e acomodar excessos de demanda e de oferta. Entretanto, são impactados, segundo Amihud e Mendelson (1980), pela possível discrepância temporal entre as ordens de compra e venda que realizam. A obrigação de se manterem continuamente negociando os induz a carregar um portfólio de ações, ficando sujeitos a oscilações de preço de mercado. Por esta razão, os autores sugerem que os FM devem perseguir uma política de investimentos que compare os preços das ordens enviadas com os preços das ações encarteiradas com o fim de evitarem prejuízos.

² Ofício circular 004/2012-DN: Regulamento para Credenciamento do Formador de Mercado nos Mercados Administrados pela BM&FBOVESPA

O *spread* é a *proxy* de custos de negociação ou custos de transação estudada no presente trabalho. Os custos de transação podem ser divididos basicamente em dois tipos: custos diretos e indiretos, subdivididos em nove componentes, de acordo com D'Hondt e Giraud (2008), e listados na tabela a seguir:

Tabela 1. **Tipos de custo de transação**

Explícitos	Implícitos
Corretagem	Bid-Ask Spread
Taxa de Negociação	Impacto de Mercado
Taxas de Liquidação e Compensação	Custos de Oportunidade Operacionais
Impostos e contribuições governamentais	Custos de Oportunidade de Market-Timing
	Custos de Oportunidade de Negócios Perdidos

Fonte: D'HONDT e GIRAUD (2008)

Segundo os autores, custos implícitos são os custos invisíveis incluídos no preço e que não são conhecidos antecipadamente. São impostos por forças de mercado dadas pelo impacto das ordens e negócios realizados entre os agentes. O custo implícito gerado pela iliquidez pode ser observado por meio dos componentes *Bid-Ask Spread* e *Market Impact*. Amihud (1986), LOT (1999) e Roll (1984) são autores que utilizam o *bid-ask spread* como *proxy* dos custos de transação em seu modelo. Já o impacto de mercado é uma *proxy* de iliquidez utilizada por Amihud (2002)

Impacto de mercado é o preço que se tem a pagar para que uma determinada ordem possa consumir toda liquidez disponível no mercado além da oferta com melhor preço (*best bid/ask quote*). Sendo assim, compradores devem pagar um prêmio no preço para conseguirem realizar negócios com grandes quantidades e vendedores devem dar um desconto significativo.

Como ressalta GHT (2009), a maioria dos artigos publicados propuseram novas medidas de liquidez que testaram somente a relação da liquidez com os retornos das ações, mas são poucos os que verificam se estas medidas podem estar relacionadas com os custos de transação. Esta necessidade surgiu com força nas empresas gestoras de investimento que estão criando algoritmos que realizam análises pré-negócio dos custos de transação. O *Transaction Cost Analysis* (TCA) é um método muito importante para que *buy side trading desks* (mesas

de negociação de empresas gestoras de recursos) possam melhorar suas habilidades de capturar *alpha*³, como afirma D'Hondt e Giraud (2008). Desta maneira, com os pontos supramencionados, tal problema de pesquisa é relevante tanto para profissionais do mercado financeiro quanto para acadêmicos.

Os passos metodológicos deste trabalho serão o de validar as principais medidas utilizadas no meio acadêmico, comparando-as com uma medida de iliquidez de alta frequência por meio do modelo de análise de dados em painel. A partir daí, utilizar-se-á esta medida vencedora (mais significativa e não-viesada) como *proxy* de custo de transação para, então, verificar se os formadores de mercado brasileiro são responsáveis pelas variações em tal custo.

A estrutura do presente texto está constituída em sete capítulos. O primeiro capítulo justifica a execução do estudo, definindo sua problemática, os objetivos geral e específico da pesquisa realizada. No segundo capítulo fundamentam-se estudos bibliográficos abordando os principais autores que contemplaram esse tema em diversos mercados, incluindo discussão sobre seus métodos e amostras presentes nesses trabalhos. No terceiro capítulo têm-se as medidas de iliquidez a serem avaliadas, suas fórmulas e passos metodológicos dos testes. O quarto capítulo descreve os dados de pesquisa utilizados pelo presente estudo enquanto que o quinto capítulo define o modelo a ser testado, bem como as variáveis de mensuração do custo de transação. O sexto capítulo refere-se à análise dos resultados da pesquisa e por fim no sétimo capítulo têm-se as considerações finais e conclusões do estudo.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A literatura de finanças dos principais *journals* do mundo vem estudando os temas de custos de transação e liquidez em mercados de capitais há algumas décadas. No mercado de ações, o trabalho mais relevante e objeto frequente de revisão é o artigo de Amihud e Mendelson (1986), sendo o primeiro a fornecer uma motivação teórica para estabelecer relação entre papéis com baixa liquidez (ou custos de transação) e prêmios de retorno. O autor define que a liquidez é tão importante para o investidor quanto o seu horizonte de investimento. Seu impacto implicará no custo de realizar uma transação.

³ *Alpha* é o retorno de excesso ajustado ao risco de mercado, i. e., comumente utilizado como medida de performance acima da média de mercado. É o intercepto do Capital Asset Price Model de Sharpe (1964).

Amihud e Mendelson (1986) definem muito bem que o preço da oferta de compra inclui um prêmio para a compra imediata e o preço de venda ofertado reflete uma concessão requerida para venda imediata. Sendo assim, uma medida natural de iliquidez é a diferença entre os preços das ofertas de compra e de venda (*bid-ask spread*). Neste estudo, o autor encontra que os retornos médios ajustados ao risco do portfólio aumentam quanto maior o *bid-ask spread*.

No artigo retro-mencionado de 1986, pioneiro e ainda relevante no meio acadêmico, os autores apresentaram um modelo para o cálculo do retorno esperado pelo investidor ajustado ao *bid-ask spread*. Seu modelo atesta que os retornos ajustados ao *spread* de um portfólio aumentam à medida que aumenta o tempo em que os gestores mantêm suas posições. Em outras palavras, investidores de longo prazo irão obter retornos líquidos dos custos transação mais elevados. Tal fato corrobora com a ideia do autor de que investimentos mais ilíquidos, como mercado imobiliário, não são investimentos de curto prazo.

Para superar a pouca disponibilidade de dados intradiários (de alta frequência), Amihud (2002) desenvolveu uma medida de iliquidez mais simples, que será detalhada no terceiro capítulo, utilizando dados diários durante o período de 1964 a 1997 e que poderia ser aplicada em qualquer mercado. A medida empregada é a razão entre o retorno absoluto e o volume negociado em dólares de uma determinada ação em um período. Os resultados dos testes de Amihud demonstraram que o *spread* relativo das ações é negativamente correlacionado com o volume negociado, com o número de acionistas e com o número de formadores de mercado negociando a ação. Os testes realizados no artigo de 2002 corroboram também com o artigo de 1986, ao mostrarem que os retornos líquidos dos custos de transação das ações são uma função crescente da iliquidez. Por esta razão, empresas com *spreads* maiores em suas ações estão sendo incentivadas a aumentar a liquidez de seus papéis para reduzirem seus custos de capital, dado que os investidores exigem retornos mais elevados.

Roll (1984) criou uma medida que buscou inferir os custos de transação com base nos preços das ações. Seu artigo analisou as ações listadas na *American Exchanges* (AMEX) e na *New York Stock Exchange* (NYSE) durante o período de 1963 a 1982. Os *spreads* efetivos são estimados por meio da autocorrelação negativa de primeira ordem existente na variação dos preços. Assim, quanto maior a autocorrelação, maior o *spread* como definido na equação proposta. Os resultados da análise das estimativas de *spread* contra o tamanho das empresas confirmaram a existência de forte correlação negativa.

Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999) ou também conhecidos como LOT, desenvolveram uma nova medida de custos de transação com base apenas nos retornos diários de uma ação. Esta perspectiva tem como principal premissa o fato de a liquidez afetar os retornos das ações. Tal premissa não será verificada neste trabalho, mas foi muito bem trabalhada no Brasil em artigos como de Correia et al (2008), Vieira e Milach (2008), Ian et al (2012).

Lesmond *et al* (1999) analisaram dados diários no período de 1963 a 1990 e observaram que retornos nulos (preço de fechamento de uma ação em um dia igual ao do dia anterior) são muito comuns nas ações. Nas empresas menores, até 80% dos retornos são nulos/zero, enquanto que nas empresas maiores há ocorrência, em média, em apenas 40% dos retornos. Partem da premissa que um negociador informado incorpora informações públicas e privadas, verificando os custos de liquidez antes de negociar. Portanto, supostamente o retorno diferente de zero só pode ocorrer quando o agente/negociador está melhor ou pior informado, refletindo uma assimetria de informação.

LOT concluíram que retornos nulos são diretamente proporcionais ao *bid-ask spread* e à medida de *spread* efetivo de Roll, e inversamente proporcionais ao tamanho da empresa. Além disso, o modelo possui um R^2 de 88%, mais elevado que o de Roll (1984), com 77% em seus testes.

Novamente Lesmond publica em 2005 um artigo em que faz uma revisão das principais medidas de liquidez incluindo aquela criada por ele, Ogdene e Trzcinka, em 1999, e realiza testes com dados de 23 mercados emergentes. Utilizando informações trimestrais durante o período de 1993 a 2000 disponíveis nos países, ele encontra que o modelo LOT explica melhor o *spread* efetivo também nestes países se comparado às medidas Roll (1984), correlação com *bid-ask spread* de 80% e 49% respectivamente, e às medidas de liquidez baseadas em volume financeiro negociado como Amihud (2002) e Turnover (volume negociado dividido por volume de ações no mercado ou *free float*).

A relevância e razão de Lesmond ter estudado estes países se encontra no fato de os mercados emergentes terem sido destinos importantes (na década de 1990) de um excedente crescente de capital que obteve retornos anuais de até 90%, segundo o autor. Assim, Lesmond inicia um processo de identificação dos determinantes da liquidez nos mercados emergentes, incluindo variáveis de relevância regulatória como a existência no país de leis que protegem o

investidor de *insider trading*, existência de sistema legislativo com base nos Códigos Civis da França ou da Inglaterra.

Os resultados dos testes revelaram que custos de transação são maiores para países com bases legais francesas do que os países de bases legais inglesas, assim como nos países com instabilidade política. O último se mostrou mais relevante do que as demais variáveis analisadas.

No Brasil, o professor Antonio Zoratto Sanvicente estudou com profundidade os custos de transação como pode ser visto em trabalhos publicados por ele nos últimos 10 anos. Em seus artigos, Sanvicente (2012) analisou os determinantes do custo de transação no Brasil utilizando o modelo de LOT (1999) como estimador. Sua contribuição em relação à Lesmond (2005) se dá no fato de utilizar retornos diários mais recentes do mercado brasileiro (de 1999 a 2009) e de analisar os determinantes dos custos de transação. O autor empreendeu em validar determinantes dos custos de transação utilizados por Amihud (2002), LOT (1999) e Roll (1984) como o tamanho da empresa, volume e volatilidade, agregando ainda outras variáveis como a CPMF (Contribuição Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira), os níveis de governança corporativa, a existência de ADR (*American Depositary Receipt*) da ação brasileira e a crise de 2008.

Os testes de Sanvicente (2012) resultam em baixa significância da listagem do ADR, da CPMF, da crise de 2008 e do tamanho da empresa (ao contrário de Roll) na mudança dos custos de transação ao longo dos anos analisados. Por outro lado, os níveis de governança são relevantes como esperado: *“higher level of corporate governance induces lower transactions costs, presumably as a result of the demands for greater transparency. Also as expected, the impact in terms of a reduction in transactions costs is stronger for the stocks of firms in the New Market category”*. O autor conclui ainda que a medida de LOT (1999) viabilizou a estimativa dos custos de transação de uma maneira mais simples e assertiva. Sanvicente observou também que os custos de transação estimados foram se reduzindo ao longo dos anos estudados.

O presente estudo contribui ao estudo de Sanvicente (2012), pois utiliza dados de alta frequência da bolsa brasileira para avaliar a significância da medida de LOT e ainda adiciona o formador de mercado como outro determinante dos custos de negociação. O fato destas

informações não estarem facilmente disponíveis para o mercado e para o meio acadêmico revela uma contribuição adicional do estudo.

Até 2009, não houve uma medida correta de iliquidez como *proxy* de custos de transação. Como liquidez é uma informação de mercado que impacta o agente no momento em que se quer realizar o negócio, a falha dos artigos anteriores foi a de não capturar estes momentos por meio de informações de alta-frequência (negócio-a-negócio e ordem-por-ordem). Como ressalta GHT (2009), todas as *proxies* de liquidez estudadas até hoje se utilizaram de dados diários para estimar uma *proxy* da iliquidez intra-diária na negociação das ações. A validade destas estimativas foi frequentemente questionada por faltar uma medida que utilizasse como *proxy* não mais dados de um dia ou médias de períodos, mas que comparasse com informações em todos os momentos do pregão de negociação. Mesmo em 2005, Lesmond menciona a incerteza sobre estas medidas, entretanto não as soluciona, uma vez que também utiliza dados diários.

Esta falha foi a motivação para que, em 2009, Goyenko, Holden e Trynska publicassem seu trabalho. Os autores realizaram uma grande revisão das principais medidas do mercado, comparando-as com uma medida de liquidez de alta frequência com informações de todos os negócios e ofertas do mercado durante o pregão aberto. Este artigo irá realizar o mesmo exercício por meio das informações de intra-diárias disponibilizadas pelo terminal da Bloomberg, utilizando os três principais modelos analisados na literatura revisada (LOT, Roll e Amihud) e compará-los com a medida de liquidez efetiva de alta frequência de GHT.

As informações de alta frequência são importantes pois refletem a realidade passada pelos agentes de mercado e investidores que realizam as transações. A limitação dos estudos anteriores se dava pela falta de dados de alta frequência (*tick-by-tick*) nas bolsas mundiais.

O uso de robôs e algoritmos é cada vez mais comum como ferramenta na gestão de investimentos. Como afirma Easley *et al* (2012), empresas que utilizam as ferramentas para negociação de alta-frequência tipicamente atuam como formadores de mercado, provendo liquidez para tomadores de posição e inserindo ordens em vários níveis do livro de ofertas. Formadores de mercado de alta frequência geralmente não fazem apostas direcionais (posições compradas), mas empreendem em ganhar pequenos lucros em um grande número de ordens. Suas habilidades em obter lucros dependem de suas capacidades de limitar o risco de seus portfólios, os quais são fortemente afetados pela assimetria de informação.

Se por um lado estes algoritmos podem ajudar a elevar a liquidez, por outro eles podem prejudicar os formadores de mercado uma vez que geram volatilidade tóxica induzida (criada pela assimetria de informação, um custo indireto de transação) como explica Easley *et al* (2012). Esta volatilidade afeta tanto a escala como o escopo de atuação dos formadores de mercado. Fortes desequilíbrios do volume e da negociação significam um grande risco de volatilidade de preços. Este risco afeta não só os formadores de mercado como os demais agentes. Isto significa que, embora a atuação destes fornecedores de liquidez reduza o *spread*, ela também aumenta a volatilidade e, portanto, o risco de mercado.

3. MODELOS

Para determinar qual a melhor medida de liquidez, serão comparadas as *proxies* de baixa frequência com uma medida sofisticada de alta frequência por meio da análise de dados em painel. Assim como selecionado por GHT (2009), as *proxies* abaixo destacadas fazem parte das principais literaturas revisadas:

3.1. Modelo de alta frequência (*Effective Spread*)

Esta medida é utilizada na base de dados *Trade and Quote* (TAQ) da New York Stock Exchange (NYSE) e estima o percentual de custo de transação para uma ordem hipotética lançada a mercado com o tamanho médio das transações durante um período i para uma determinada ação. É a diferença entre o log do preço da ordem e o log do preço intermediário entre a melhor oferta de compra e a melhor oferta de venda no momento em que a ordem hipotética é realizada.

$$\text{Effective Spread}_k = 2 * | \ln (P_k) - \ln (M_k) | \quad (1)$$

Sendo que:

- K é o momento em que foi executada uma ordem hipotética
- M_k é a média entre o *best bid* e o *best offer prices* (BBO) no momento de envio da ordem hipotética.

Para uma determinada ação durante um período i analisado (dia, mês ou trimestre, etc.), o *spread* efetivo será a média ponderada pelo volume em reais calculados durante o dia.

3.2. Modelo de baixa frequência de LOT (1999)

Lesmond, Ogden, and Trzcinka (1999) desenvolveram um novo estimador de *spread* efetivo baseado na existência de retornos nulos das ações. Para LOT, a ausência de agentes informados resulta em retornos nulos, e a existência resulta em retornos negativos ou positivos. O modelo assume que o verdadeiro retorno de uma ação j em um tempo t é estimado pela sua relação com os retornos de um índice de mercado R_{mt} :

$$R_{j,t}^* = \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

Considerando que Amihud e Mendelson (1986) propuseram que os retornos desejados pelos agentes de mercado demandem um prêmio pela iliquidez, os custos com o risco de liquidez são incluídos como segue:

$$R_{j,t} = R_{j,t}^* - \alpha_{ij} \quad (3)$$

Onde $R_{j,t}$ é o retorno observado, $R_{j,t}^*$ é o retorno esperado, α_{1j} é o custo efetivo de venda e α_{2j} é o custo efetivo da compra. Portanto, o retorno será dado em três cenários: a) quando há agentes informados e que obtém retorno acima do esperado; b) quando não há agentes informados (custo zero, então retorno nulo); c) quando há agentes mal informados e que têm seu retorno prejudicado.

$$R_{j,t} = R_{j,t}^* - \alpha_{1j} \text{ se } R_{j,t}^* < \alpha_{1j} \quad (4)$$

$$R_{j,t} = 0 \text{ se } \alpha_{1j} < R_{j,t}^* < \alpha_{2j} \quad (5)$$

$$R_{j,t} = R_{j,t}^* + \alpha_{2j} \text{ se } R_{j,t}^* > \alpha_{2j} \quad (6)$$

Para estimar os valores dos interceptos α_1 e α_2 , é necessário maximizar a função probabilidade a seguir considerando os três componentes acima; quando o retorno aumenta, quando diminui e quando é zero.

$$\begin{aligned} \ln L_j = & \sum_1 \ln(2\pi\sigma_j^2)^{-1/2} - \sum_1 \left[\left(\frac{1}{2\sigma_j^2} \right) (R_{jt} + \alpha_{1j} - \beta_j R_{mt})^2 \right] + \sum_2 \ln(2\pi\sigma_j^2)^{-1/2} - \\ & \sum_2 \left[\left(\frac{1}{2\sigma_j^2} \right) (R_{jt} + \alpha_{2j} - \beta_j R_{mt})^2 \right] + \sum_0 \ln(\phi_{j2} - \phi_{j1}) \end{aligned} \quad (7)$$

LOT assumem que discrepâncias entre o retorno medido e o real estão todas contidas no resíduo da equação e são consideradas como custo de se negociar, que inclui: efeitos de *spread*, efeitos do impacto da demanda e da oferta no preço e efeitos da [falta de] profundidade do livro de ofertas. Portanto, o custo total de transação será dado por:

$$\text{Custo de transação para a ação } j = \alpha_1 - \alpha_2, \quad (8)$$

Os autores utilizam dados diários e consolidam trimestralmente, considerando somente ações com 80% das informações disponíveis e retornos diferentes de zero. Sanvicente (2012) manteve o mesmo padrão de consolidação, contudo para o presente trabalho, será utilizado o dado diário.

3.3. Modelo de baixa frequência de Roll (1984)

O estimador de Roll (1984) assume que os mercados são eficientes e todos agentes possuem informações. Deste modo, os custos de transação são nulos e os preços das ações refletem toda informação relevante e flutuam aleatoriamente. Sendo assim, o preço de fechamento da ação no dia t será igual ao valor real da ação adicionado (subtraído) de metade do *spread* efetivo.

A equação abaixo define que o valor verdadeiro de uma ação é o valor do dia anterior adicionado e_t , à informação pública no dia t não correlacionada e com média zero.

$$V_t = V_{t-1} + e_t \quad (9)$$

Em seguida, o autor assume que o log do último preço da ação no dia t P_t é determinado conforme a equação abaixo, onde S é o *spread* efetivo e Q_t é um indicador que vale +1 quando a oferta que agrediu é compra e -1 quando é venda.

$$P_t = V_t + \frac{1}{2}SQ_t \quad (10)$$

Combinando a primeira equação com $P_t - P_{t-1}$ (mudança de preço) tem-se:

$$[P_t - P_{t-1}] = [V_t - V_{t-1}] + [\frac{1}{2}SQ_t - \frac{1}{2}SQ_{t-1}] \quad (11)$$

$$\Delta P_t = e_t + \frac{1}{2}S\Delta Q_t \quad (12)$$

Por meio da última equação, Roll (1984) mostra que a covariância serial entre os preços (autocorrelação) é:

$$\text{Cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) = \frac{1}{4}S^2 \text{ ou de forma equivalente } S = 2\sqrt{-\text{Cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})} \quad (13)$$

Como observado por Sanvicente (2012), o modelo de Roll (1984) não considera covariância positiva, e por isso não poderia ser utilizado. Entretanto, GHT (2009) supera este problema zerando o resultado, como pode ser visto abaixo. Este ajuste será também utilizado no presente trabalho.

$$S = \begin{cases} 2\sqrt{-\text{Cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})} & \text{quando a Cov é negativa} \\ 0 & \text{quando a Cov é positiva} \end{cases} \quad (14)$$

O autor utiliza duas bases, uma contendo dados diários e outra contendo dados semanais. Foi escolhido arbitrariamente o número de 21 observações como quantidade mínima para o cálculo da autocorrelação. Nos testes realizados neste artigo foram utilizadas 10 observações, sendo a mesma quantidade de dias utilizada na variável independente “VOLAT”, do quinto capítulo.

Segundo Roll, as diferenças entre os resultados da regressão utilizando retornos diários e a regressão utilizando retornos semanais são muito pequenas na maioria dos anos, ao passo que os valores médios dos coeficientes são similares em valor e significância.

Em contraste com a regressão, as estimativas de *spread* calculadas com dados diários se mostraram muito diferentes das calculadas com dados semanais. Os *spreads* com dados semanais são, em média, até seis vezes maiores do que os *spreads* diários. Segundo o autor, esta diferença é muito grande e não pode ser justificada por um viés de pequena amostragem dos dados semanais, mas, na verdade, por ineficiências nas informações ou pela série não ser estacionária. Apesar disso, as médias semanais se mostraram mais estáveis durante o período.

3.4. Modelo de baixa frequência de Amihud (2002)

$$\text{Amihud} = \text{Média} \left(\frac{|r_t|}{\text{Volume}_t} \right) \quad (15)$$

Sendo que:

- r_t : o retorno absoluto diário da ação i no dia t
- Volume_t : Volume negociado da ação i no dia t

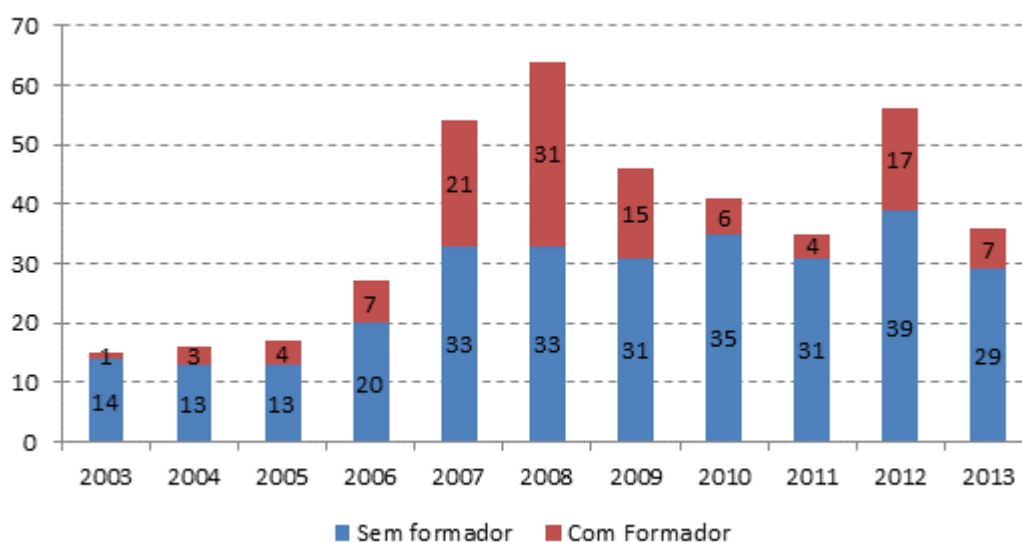
Amihud utiliza os retornos diários para calcular a média anual que será a medida de liquidez. Não obstante, utilizaremos as informações diárias, e não anuais.

4. DADOS

Para obter os dados utilizados no estudo, foi realizado um levantamento das ações que possuíam formadores de mercados nos últimos 10 anos (de janeiro de 2003 a maio de 2013). Obteve-se também o período em que estes agentes atuaram e a vigência do contrato. Esta relação de papéis serviu de base para a pesquisa posterior na base de dados da Bloomberg.

Foi utilizado o Terminal da Bloomberg para obter informações sobre preços, volume, volatilidade das empresas respeitando o critério de ao menos 1 ano de informações diárias. Dentre as 140 contratações de formadores de mercado realizadas no período, foram removidos os papéis que não estavam disponíveis na base de dados da Bloomberg (códigos de negociação inválidos ou inexistentes de empresas que foram adquiridas ou que fecharam capital) ou que após o tratamento dos dados não possuíam observações suficientes. Foram excluídas também empresas recentemente listadas, com IPO (*Initial Public Offering* ou Oferta Pública Inicial) após maio de 2012. Estes filtros resultaram em uma lista de 42 papéis que ao longo do período podem ser distribuídos de acordo com a Figura 1.

Figura 1. **Quantidade de papéis analisados com e sem formador de mercado**

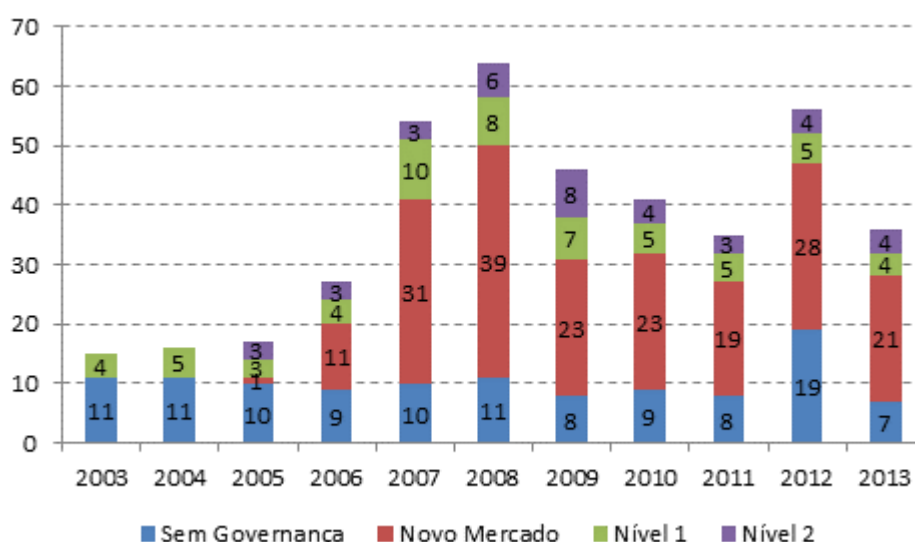


Fonte: Elaboração própria.

É importante ressaltar que os dados das ações nos últimos dez anos estão desequilibrados. Alguns dos papéis começaram a ser negociados após 2003, e outros deixaram de existir (empresa fechou o capital) antes de 2013. A relação de observações analisadas por papel pode ser encontrada no Apêndice B.

Os níveis de governança corporativa foram identificados por Sanvicente (2012) como determinante importante na redução do *spread* das ações. Na Figura 2, podemos notar que os níveis foram se tornando importantes a partir do ano de 2006. O Nível Novo Mercado foi o mais aderido entre os papéis analisados neste estudo como pode ser observado na figura.

Figura 2. Quantidade de papéis analisados por nível de governança corporativa



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Informações referentes a todos os dias do ano. Pode haver dupla contagem.

As informações de alta frequência foram obtidas também na base de dados da Bloomberg na opção “*Historical Intraday*” pelo Excel. Elas compreendem todos os negócios realizados durante o dia e os melhores preços de ofertas de compra (*best bid-offer* ou BBO) e venda em todos os momentos em que houve negócio. Assim como na base de dados de GHT, foi possível obter o *Effective Spread* subtraindo o preço do negócio realizado pelo preço médio do BBO. Igualmente, foram levantadas as informações intra-dia das 42 ações selecionadas, entretanto por uma limitação de tamanho da base de dados, e capacidade de processamento do Excel foi utilizado apenas 6 últimos anos de informações para estimar a medida *Effective Spread*.

Diferentemente dos autores estudados na revisão bibliográfica, não será realizada nenhuma consolidação das informações diárias. A consolidação por meio de médias semanais, mensais, trimestrais ou anuais pode facilitar o cálculo dos modelos estudados, mas suaviza efeitos da volatilidade e do *spread*, podendo alterar o resultado dos testes.

Seguindo a sequência do trabalho, primeiro será realizado um teste de significância das principais medidas propostas do meio acadêmico, e destacadas no capítulo 3. A Tabela 2 resume as estatísticas básicas das medidas de liquidez estimadas exclusivamente com informações da base de dados da Bloomberg.

Tabela 2. Estatística descritiva das medidas analisadas

	Amihud	Roll	Effective spread	LOT
Média	0,0001736	0,0176533	0,0198491	0,0228965
Mediana	0,0000007	0,0113375	0,0088023	0,0143533
Desvio padrão	0,0110249	0,0280328	0,0587148	0,0356833
Curtose	27.888,9573144	65,6769883	395,5334630	364,6086148
Assimetria	162,9295732	5,9149752	16,4109414	12,4857872
Mínimo	0,0000000	0,0000000	0,0000000	0,0000000
Máximo	2,0010000	0,5522016	2,6590421	1,9090909
Observações	60.602	60.604	34.741	60.485

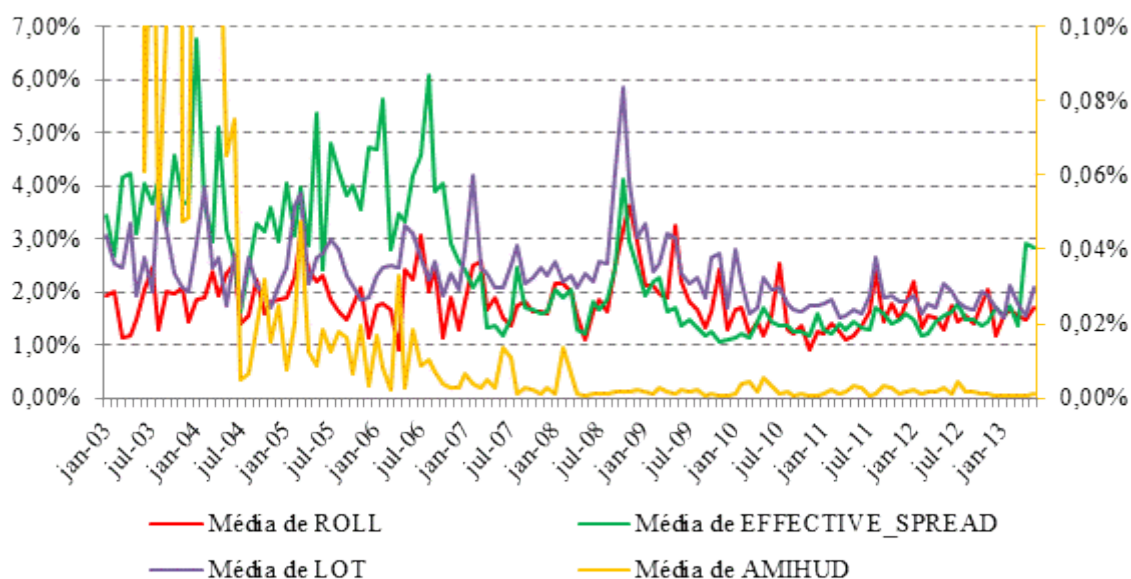
Fonte: Elaboração própria.

Importante ressaltar que a quantidade de observações diverge, pois cada medida utiliza uma variável distinta e que não estão disponíveis no período. Por exemplo, as ações podem não ter preço de fechamento, mas podem ter preço das ordens de compra e venda. Só há informação do preço da ação se há negócio fechado, e para isso uma ordem de compra (venda) deve ser agredida por uma ordem de venda (compra).

Pode-se notar também que a média da medida de LOT é 15% superior que a medida de alta-frequência e 30% superior que a medida de Roll. A mediana de LOT também é 26% superior à medida de Roll. E considerando ainda proporção similar no desvio-padrão, pode-se afirmar que a trajetória da curva destas medidas é muito similar, o que é corroborado pela Figura 3.

A figura abaixo exhibe que o custo de transação médio (mensal) se reduziu ao longo dos anos estudados, assim como relatado também por Sanvicente (2012). Nele, podemos notar que nos primeiros anos os *spreads* eram mais elevados e possuíam grande oscilação.

Figura 3. Spread mensal médio por medida de liquidez ao longo do período



Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

Nota: No eixo primário contam todas as medidas exceto Amihud.

Na Figura 3, observa-se uma grande variação e níveis altos do *spread* para as medidas de *Effective spread* e de Amihud (escala à direita). Este fato está relacionado à liquidez reduzida das ações analisadas, dada pelo pouco volume e número de negócios. Segundo dados da BM&FBOVESPA⁴, em 2003 havia aproximadamente ¼ da quantidade investidores em 2013, investidores estrangeiros e um custo de corretagem (comissão das corretoras) elevado.

A partir de 2007, com a onda de IPOs houve uma grande atração de novos investidores pessoa-física e internacionais. O número de empresas listadas se elevou e com o aumento do volume do mercado, cresceu a concorrência entre as corretoras por estes novos investidores, o que por sua vez reduziu os custos de corretagem. Pode-se notar esse efeito na figura; em todas as medidas o *spread* se reduziu e oscilou menos a partir de 2007. Entretanto, em 2008 com a crise mundial, após a quebra do Lehman Brothers, houve uma elevação temporária nos custos de transação (*spreads*).

⁴ Fonte: http://ri.bmfbovespa.com.br/ptb/15/Bancodedados_OperationalFigures_2013.05.xlsx

5. METODOLOGIA

A metodologia deste trabalho consiste em testar a significância de três tradicionais medidas de liquidez de baixa frequência em relação a uma medida de liquidez de alta frequência de acordo com a equação a seguir:

$$\text{Effective Spread}_t = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Medida de Baixa Frequência} \quad (16)$$

Foram realizadas regressões para cada uma das estimativas das medidas de baixa frequência: LOT, Roll e Amihud. O método consistiu em utilizar a análise de dados em painel com efeitos fixos para verificar a validade da medida de baixa frequência como proxy da medida de alta frequência, e escolher a medida mais significativa e eficiente.

O modelo a seguir foi baseado no estudo de Sanvicente (2012), considerando somente as variáveis significantes do seu modelo e adicionando como variável independente “formador de mercado” na equação. Como será demonstrado no sexto capítulo, a medida de Roll foi a mais relevante e portanto é utilizada como *proxy* de custo de transação.

$$\ln(\text{COST}) = \beta_0 + \beta_1 * \text{MM} + \beta_2 * \text{N1} + \beta_3 * \text{N2} + \beta_4 * \text{NM} + \beta_5 * \ln(\text{VOLAT}) + e \quad (17)$$

Sendo que:

COST: custo de transação obtido pela medida de Roll

MM: *dummy* para presença do Formador de Mercado no pregão

N1: *dummy* para ações de empresa no nível 1 de governança corporativa

N2: *dummy* para o nível 2

NM: *dummy* para o Novo Mercado

VOLAT: log da volatilidade histórica da ação nos últimos 10 pregões (critério da Bloomberg)

Diferentemente do modelo de Sanvicente (2012), devido à inexistência destas informações no Bloomberg, não foi incluída a variável TRADES, que estabelece a proporção de negócios da ação no dia em relação à quantidade total de negócios no mesmo dia. Apesar de significativo para Sanvicente (2012), esta variável foi criada pelo autor com um critério diferente do utilizado pela BM&FBOVESPA no balanceamento do IBOVESPA. Segundo o autor, o índice de negociabilidade da Bolsa é uma medida inapropriada, pois quando o número de negócios aumenta, também eleva-se o número de papéis negociados, sendo assim a relação permanece estável.

A Tabela 3 disponibiliza estatísticas anuais básicas das variáveis estudadas. O número de ações analisadas em cada ano que atendem os critérios das variáveis *dummy*, bem como, a volatilidade média de todos os papéis para cada ano analisado.

Tabela 3. Estatística descritiva das variáveis determinantes do custo de transação

Ano	Ações com Formador	Ações no Nível 1	Ações no Nível 2	Novo Mercado	Total de Ações	Volatilidade Média
2003	1	4	0	0	13	38,3727466
2004	3	5	0	0	14	47,3021859
2005	4	3	3	1	15	37,4249738
2006	7	4	3	11	21	43,5946456
2007	21	10	3	31	38	48,0289417
2008	31	8	6	39	38	58,2392727
2009	15	7	8	23	37	45,4678792
2010	6	5	4	23	36	37,5403944
2011	4	5	3	19	33	36,1040572
2012	17	5	4	28	35	35,0368890
2013	7	4	4	21	34	35,9703622

Fonte: BM&FBOVESPA, Bloomberg. Elaboração própria.

Pode-se notar na tabela acima os seguintes pontos: i. a volatilidade aumentou significativamente em 2008, em consequência da crise econômica mundial; ii. o número de empresas que contrataram formadores de mercado cresceu fortemente ao longo dos anos, mas se reduziu nos últimos anos, saindo de 1 para 31 e caindo para 7 papéis; iii. a governança corporativa do Novo Mercado é a mais praticada pelas empresas e muito superior aos demais níveis e; iv. houve estabilidade de empresas com formadores de mercado nos níveis 1 e 2 de governança.

6. RESULTADOS

Ao realizarmos o teste de Hausman (1978) para efeitos variáveis no período (ver Apêndice C), encontrou-se p-valores iguais a zero em todas as regressões, rejeitando a hipótese nula de que os estimadores dos efeitos fixos e variáveis não diferem. Portanto neste caso o modelo de efeitos fixos é mais apropriado como explica Gujarati (2003).

Para confirmar esta escolha foi realizado o teste de Redundância dos Efeitos Fixos (Apêndice D). Os resultados dos p-valores foram iguais à zero, rejeitando assim a hipótese

nula de que os efeitos fixos são redundantes entre os cortes transversais e/ou entre os dias analisados. Desta maneira, pôde-se rejeitar que o modelo possui somente um intercepto para todas as ações e períodos.

Portanto, foi utilizado o modelo de análise de dados em painel com efeitos fixos nas séries temporais (no período) e nos cortes transversais (entre as ações). É importante ressaltar que, uma vez que as medidas de Amihud, LOT e Roll utilizam os retornos diário das ações, estes valores podem possuir correlação serial e heterocedasticidade. Por isso, o uso do método de mínimos quadrados poderia gerar viés, ferindo as hipóteses de Gauss-Markov. Para contornar a heterocedasticidade, foi utilizada a correção de White (1980).

6.1. Qual a melhor medida de *spread*?

Diferentemente dos trabalhos anteriormente publicados, que identificaram a medida de LOT como mais relevante, neste trabalho a medida de Roll (1984) é a que melhor captura o *spread* de alta frequência. Os resultados da análise da melhor medida de baixa frequência podem ser observados na Tabela 4. Apesar de todas as medidas serem significativas, Roll possui um R^2 , um coeficiente maior, e a soma dos quadrados dos resíduos igual a 165,3331, ligeiramente menor que LOT com 165,3441 e Amihud com 165,66.

Tabela 4. **Quadro resumo das regressões de cada medidas de liquidez**

Variável	Valor do coeficiente	Erro Padrão	Estatist. T	p-valor	R^2	Akaike	Estatist. F	p-valor
ROLL	0.135641	0,0163	8.3028	0	0.2069	-2.9775	5,713	0
LOT	0,088816	0,0193	4.2815	0	0.2058	-2.9756	5,729	0
AMIHUD	0,041482	0,0408	0.9844	0	0.2054	-2.9755	5,767	0

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

Notas: Variável dependente: Effective Spread. Método: dados em painel efeitos fixos.

É importante considerar que há autocorrelação serial nos resíduos das regressões de cada medida como pode ser observado no Apêndice F. A autocorrelação prejudica a eficiência do estimador. Apesar deste problema, não foi detectado multicolinearidade nem heterocedasticidade (ver Apêndice E).

Na Tabela 5, é demonstrada a correlação das medidas de baixa frequência com a medida de alta frequência. Nota-se que a correlação de Roll com o *proxy Effective Spread* é 4% superior que LOT e 11% superior a de Amihud.

Tabela 5. Matriz de correlação das medidas de liquidez

	<i>Effective Spread</i>	LOT	Roll	Amihud
<i>Effective Spread</i>	1,0000000	0,1187400	0,1532350	0,0428257
LOT	0,1187400	1,0000000	0,2630967	0,0613382
Roll	0,1532350	0,2630967	1,0000000	0,0074093
Amihud	0,0428257	0,0613382	0,0074093	1,0000000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

6.2. Atuação do Formador de Mercado é relevante?

Por meio da Tabela 6, pode ser observada a forte correlação positiva da volatilidade (variável VOLAT) com o custo de transação (variável CUSTO) como esperado. Há também uma associação negativa entre os níveis de governança e o custo de transação, confirmando os resultados encontrados por Sanvicente (2012). Isto colabora com a ideia de que os níveis de governança, por aumentarem a transparência na divulgação das informações, atraem investidores para as empresas principalmente o Novo Mercado.

Tabela 6. Matriz de correlação dos determinantes do custo de transação

	CUSTO	MM	N1	N2	NM	ln(VOLAT)
CUSTO: ln(Roll)		-0,04622	-0,05718	-0,02687	-0,09936	0,51658
MM	-0,04622		0,19822	0,05249	-0,01024	0,00195
N1	-0,05718	0,19822		-0,14402	-0,45840	-0,05540
N2	-0,02687	0,05249	-0,14402		-0,33284	-0,03948
NM	-0,09936	-0,01024	-0,45840	-0,33284		-0,06064
ln(VOLAT)	0,51658	0,00195	-0,05540	-0,03948	-0,06064	

Fonte: BM&FBOVESPA, Bloomberg. Elaboração própria.

A Tabela 7 exibe a análise de dados em painel com efeitos fixos nas duas dimensões (período e ações). Diferente dos resultados de Sanvicente (2012), alguns níveis de governança não foram significativos e tiveram sinais positivos, i.e., contribuindo para o custo de transação, ao contrário do esperado. O fato de o nível de governança Novo Mercado ser

rejeitado traz dúvida em relação aos resultados pois contraria o censo comum e os resultados de Sanvicente.

Tabela 7. **Resultado da análise de painel dos determinantes do custo de transação**

Variável	Valor do coeficiente	Erro Padrão	Estatística T	p-valor
C	-7.038817	0,029552	-238.1848	0,0000
MM	-0,041640	0,008547	-4.871918	0,0000
NM	0,010026	0,027038	0.370797	0.7108
N1	0,025705	0,039369	0.652922	0.5138
N2	0,086769	0,033650	2.578595	0,0099
ln(VOLAT)	0.861516	0,006194	139.0941	0,0000
Estatísticas de Ajuste				
R²	0.565920	Desvio padrão da var. dependente		0.789333
R² ajustado	0.532147	Soma dos erros quadrados		9804.701
Estatística F	16,75661	Log verossimilhança		-27737,7
Prob. (Estatíst. F)	0,000	Estatíst. Durbin-Watson		0,735992

Fonte: BM&FBOVESPA, Bloomberg. Elaboração própria.

Notas: Variável dependente: Custo. Método: Mínimos Quadrados, dados em painel.





















O coeficiente do formador de mercado possui um valor negativo, que corrobora com a hipótese de que reduz o *spread* relativo. Logo, a presença do formador reduz em 4% o custo de transação de um papel, metade do efeito do Nível 2 de Governança Corporativa, enquanto que 86% da volatilidade são absorvidos pelo custo de transação. Sendo assim, a adesão de práticas de governança possui impacto maior na redução do *spread*. Poderia ser sugerido que a presença do formador reduz a volatilidade, que por sua vez reduz o custo de transação, contudo a correlação entre estas variáveis é de apenas 0,00195.

Importante destacar que o R² ajustado é 53%, ou seja, mais da metade da variação relativa do custo de transação pode ser explicada pelas variáveis independentes analisadas. Considerando ainda que as estatísticas T são elevadas, a união destas características pode ser evidência de heterocedasticidade dos resíduos. É de comum conhecimento a possibilidade da existência de heterocedasticidade em modelos que utilizem retornos de ativos ao longo do tempo.

Por meio do teste de White (ver Apêndice E.2) obteve-se um valor de qui-quadrado superior ao valor crítico no nível de significância de 99%. Portanto conclui-se que há heterocedasticidade apesar de utilizada a correção de White na regressão.

Foi detectada também a presença de autocorrelação dos resíduos (Apêndice F.2) utilizando-se o teste de Breusch-Pagan-Godfrey. A Tabela 8 é um correlograma dos resíduos que corrobora com a hipótese de autocorrelação dos resíduos até a décima defasagem.

Tabela 8. Correlograma dos resíduos

Autocorrelação	Autocorrel. Parcial	K	AC	ACP	Q-Stat	Prob.
		1	0.393	0.393	5588.9	0.000
		2	0.282	0.151	8467.6	0.000
		3	0.219	0.080	10211.	0.000
		4	0.164	0.034	11191.	0.000
		5	0.121	0.012	11725.	0.000
		6	0.089	0.003	12011.	0.000
		7	0.066	0.002	12170.	0.000
		8	0.044	-0.005	12240.	0.000
		9	0.018	-0.018	12252.	0.000
		10	0.002	-0.015	12253.	0.000

Fonte: BM&FBOVESPA, Bloomberg. Elaboração própria.

Os FIVs (Fator Inflacionário da Variância) das variáveis dependentes da equação de Sanvicente modificada (17) são menores que cinco⁵ indicando (ver Apêndice G), logo não há relação entre os regressores (multicolinearidade).

Tabela 9. Fator Inflacionário da Variância

Variável	Variância do Coeficiente	FIV
C	0,000873	NA
MM	0,000073	1,005606
NM	0,000731	1,611927
N1	0,001550	2,162203
N2	0,001132	2,715514
LOG(VOLAT)	0,0000384	1,001810

Fonte: BM&FBOVESPA, Bloomberg. Elaboração própria.

O modelo de Sanvicente (2012) também utilizou a análise de dados em painel com fatores fixos. Entretanto problemas como autocorrelação e heterocedasticidade não foram

⁵ Se FIV superior a 5 então a multicolinearidade é grave. (Studenmund 1992, p. 275)

observados ou comentados em seu artigo. Logo, devido à falta de informações do autor e considerando que o presente trabalho foi corretamente especificado, foi levantada a dúvida em relação à metodologia utilizada em seu modelo.

Após realizar um ajuste na metodologia foi descoberto que, ao utilizar fatores fixos somente na dimensão período, o resultado terá valores similares ao modelo original de Sanvicente (2012) como pode ser observado na tabela abaixo.

Tabela 10. Resultado da análise de dados em painel com efeito fixo no período

Variável	Valor do coeficiente	Erro Padrão	Estatística T	p-valor
C	-7,039417	0,022526	-312,5086	0,0000
MM	-0,026178	0,007254	-0,360855	0,0003
NM	-0,094096	0,008177	-11,50758	0,0000
N1	-0,075452	0,009687	-7,788636	0,0000
N2	-0,056870	0,011808	-4,816389	0,0000
ln(VOLAT)	0.883685	0,005600	157,8031	0,0000
Estatísticas de Ajuste				
R²	0.559557	R² ajustado		0.525867
Estatística F	16.60893	Soma dos erros quadrados		9948.435
Prob. (Estat. F)	0,000	Durbin-Watson		0,730179

Fonte: BM&FBOVESPA, Bloomberg. Elaboração própria.

Notas: Variável dependente: Custo. Método: Mínimos Quadrados, dados em painel.

Portanto apesar de modelo de Sanvicente (2012) gerar os resultados consistentes com o senso comum do mercado, seus resultado podem não resistiram a testes de robustez. Por esta razão é importante destacar a necessidade ajustar o modelo para que os estimadores não estejam viesados.

Apesar de corretamente especificado, os resultados deste artigo contrariam o senso comum a respeito dos níveis de governança e resultam em problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. A estimação fidedigna dos coeficientes pode ter sido prejudicada devido ao viés de seleção nos dados. Foi selecionado o período dos últimos de 10 anos e somente ações com formador de mercado. Ao excluir ativos que nunca possuíam formador de mercado, e ativos com alta liquidez (dentro do IBrX-50, por exemplo) os resultados podem gerar viés.

O painel analisado no estudo está, ainda, desbalanceado uma vez que as informações das ações não estão disponíveis em todos os períodos, seja por que foram listadas após 2003,

seja por que deixaram de existir após alguns anos. Sendo assim, como há ocorrência de um pseudo-painel é aconselhável utilizar a análise por efeitos fixos em níveis de subperíodos (antes e pós crise, por exemplo). A adição de uma variável de tendência também pode contribuir para uma estimativa mais adequada.

Pode haver também endogeneidade entre os formadores de mercado e a liquidez das ações. A chamada dupla causalidade ocorre quando há contratação de formadores somente quando há liquidez mínima nas ações, ou seja, ações sem liquidez não possuem formador. Já o formador de mercado, como reduz a iliquidez, acaba por atrair outros agentes que ampliam ainda mais a liquidez.

Outro ponto importante a ser destacado é a metodologia utilizada na medida de alta frequência para estimação de *spread* efetivo. A medida de TAQ se utiliza de dados de alta frequência e calcula de médias para obter o *spread* do dia. Entretanto, outro conjunto de modelos de alta-frequência poderia resultar em estimativas mais adequadas ao estudo.

Não obstante, apesar de não ser possível afirmar com consistência os resultados do modelo modificado (17), foi encontrada evidência de que o formador de mercado influencia (pouco) o custo de transação de uma ação. A razão do baixo impacto do formador de mercado pode estar relacionada à exposição do seu portfólio ao risco de mercado. Esta tese é defendida por Comerton-Forde *et al* (2010): segundo os autores, se os formadores de mercado possuem restrições financeiras, como as que foram sucedidas pela crise de 2008, então suas habilidades em prover liquidez podem ficar mais restritas.

Uma explicação alternativa pode ser dada pela presença de outros agentes provedores de liquidez, como as gestoras de investimento e tesourarias de grandes bancos que utilizam algoritmos para obter *market timing* e assim ganhar *alpha*, i.e., retorno acima do mercado. Estes algoritmos tem a capacidade de executar centenas de ofertas por minuto com o fim de obter ganhos pequenos em curto período de tempo, como explica D'Hondt e Giraud (2008). Nos anos recentes, mesas de empresas gestoras de patrimônio tem se voltado para o estudo de técnicas de negociação em alta frequência, como o TCA, com o objetivo de entregarem aos seus investidores um retorno mais elevado ou um custo de negociação menor em comparação aos seus concorrentes.

Portanto, a presença destes agentes poderia ter papel mais importante na redução da volatilidade do que os formadores de mercado contratados. Contudo, como a presença destes

agentes não é uma informação pública disponível, não é possível separar o efeito e validar seu impacto.

7. CONCLUSÃO

Este artigo analisou três medidas de *spread* comumente usadas no meio acadêmico e verificou que a medida de Roll explica melhor o *spread* verdadeiramente observado pelos agentes ao executarem as ordens (obtido pela medida de alta frequência - *Effective Spread*). Esta conclusão é contrária ao estudo de Lesmond (2005) realizado no mercado brasileiro, que selecionou LOT como a melhor medida.

Entretanto, devem ser realizados importantes ajustes na metodologia deste estudo e de Sanvicente (2012) para que se possa concluir com segurança sobre os resultados obtidos em ambos os trabalhos. Portanto, como sugestão para os próximos estudos sobre o tema, devem ser utilizadas ferramentas de alta frequência para o cálculo do *spread* intra-diário; análise de painéis com efeitos fixos em níveis; inclusão de ações sem formador de mercado; e escolha de período que deixe o pseudo-painel menos desbalanceado.

Por fim, ao utilizar a medida de *spread* de Roll como *proxy* do custo de transação no mercado brasileiro de ações, conclui-se que o formador de mercado é significativo para reduzir o *spread* (-4%), porém seu impacto é pequeno e contrário ao impacto da adoção da prática de governança corporativa Nível 2 (+8%). Era de se esperar uma redução do *spread* quando adotado algum nível de governança, justificado pelo menor custo de assimetria de informação.

Cabe aqui ressaltar que o programa de formador de mercado possui um custo para as bolsas (abrem mão da receita com este provedor de liquidez) e para as empresas que pagam uma comissão mensal à instituição que realiza esta atividade. Há ainda uma exposição do portfólio e do capital do agente ao risco de mercado e, portanto um custo de oportunidade.

Dessa forma, as empresas devem avaliar se a redução do *spread* terá uma redução mais do que proporcional do custo de captação de *equity*, enquanto que as bolsas devem avaliar se a redução do *spread*, aumenta o interesse de investidores para negociar o papel e, portanto, o volume e receita de taxas de negociação e, finalmente, os agentes de mercado devem avaliar se a atividade de formador cria oportunidades e receitas que compensem o risco de mercado e o custo de oportunidade a que estão expostos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMIHUD, Yakov, MENDELSON, Haim. *Dealership market: Market-making with inventory*. Journal of Financial Economics 8, no. 1: 31-53. 1980

AMIHUD, Yakov, MENDELSON, Haim. *Asset pricing and the bid-ask spread*. Journal of Financial Economics 17, 223–249. 1986.

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

BEKAERT, G., Harvey, C., LUNDBLAD, C.. *Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets*. Review of Financial Studies 20, 1783–1831. 2007.

CORREIA, Laise F., AMARAL, Hudson F., & BRESSAN, Aureliano A. *O efeito da liquidez sobre a rentabilidade de mercado das ações negociadas no mercado acionário brasileiro*. Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos BASE, 5, 111–118. 2008

COMERTON-FORDE, C., HENDERSHOTT, T., JONES, C. M., MOULTON, P. C. and SEASHOLES, M. S., *Time Variation in Liquidity: The Role of Market-Maker Inventories and Revenues*. The Journal of Finance, 65: 295–331. 2010

D'HONDT, Catherine, GIRAUD, Jean-René. *Transaction Cost Analysis A-Z: A Step towards Best Execution in the Post-MiFID Landscape*. EDHEC Publication. 2008

ELLIS, K., MICHAELY, R., & O'HARA, M. *When the underwriter is the market maker: An examination of trading in the IPO aftermarket*. The Journal of Finance, 55(3), 1039-1074. 2000.

EASLEY, David, LOPEZ DE PRADO, Marcos and O'HARA, Maureen, *Flow Toxicity and Liquidity in a High Frequency World*. Review of Financial Studies, Vol. 25, No. 5, pp. 1457-1493, 2012.

GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. 5ª Edição. McGraw-Hill. 2003

GOYENKO, Ruslan Y., Craig W. HOLDEN, AND Charles A. TRZCINKA. *Do liquidity measures measure liquidity?*. Journal of Financial Economics 92, no. 2. 153-181. 2009.

LESMOND, David A., OGDEN, Joseph P., & TRZCINKA, Charles A. *A New Estimate of Transactions Costs*. The Review of Financial Studies, 12, 1113–1141. 1999.

LESMOND, David A. *Liquidity of Emerging Markets*. Journal of Financial Economics, 77, 411–452. 2005.

LYRA, I. D., REIS, P. H. L., & DE SALLES, A. A. *A relação entre os retornos e a liquidez no mercado brasileiro: uma investigação preliminar*. Rio de Janeiro. 2012

MINARDI, Andrea Maria Accioly Fonseca, SANVICENTE, Antônio Zoratto, and MONTEIRO, Rogério. *Bid-ask spread and liquidity premium in Brazil*. No. wpe_53. Insper Working Paper, 2006.

ROLL, Richard. *A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market*. Journal of Finance, 39, 1127–1139. 1984.

SANVICENTE, Antonio Zoratto. *Determinants of Transactions Costs in the Brazilian Stock Market*. Brazilian Review of Finance 10, no. 2: 179-196. 2012.

SHARPE, William. *Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*. The Journal of Finance. 19 (3), 425-442. 1964

STUDENMUND, Arnold H. *Using econometrics: A practical guide*. 2nd edition. Harper Collins. 1992.

VIEIRA, Kelmara M., & MILACH, Felipe T. *Liquidez/Iliquidez No Mercado Brasileiro: Comportamento No Período 1995-2005 e Suas Relações Com O Retorno*. Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE, 5, 5–16. 2008

WHITE, Halbert. *A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity*. Econometrica: Journal of the Econometric Society: 817-838. 1980

APÊNDICE

APÊNDICE A - Lista de Papéis com formador de mercado de 2003 a maio de 2012 (138 papéis)

Empresas	Formador de Mercado	Início
Ripasa PN	BTG Pactual	14/11/2003
Unibanco Unit	Ágora Senior	10/05/2004
Suzano Petroq PN	Ágora Senior	01/09/2004
Pão de Açúcar – CBD PN	Ágora Senior	10/12/2004
CPFL Energia	BTG Pactual CTVM	14/12/2004
Eternit ON	Indusval	25/07/2005
TAM	BTG Pactual CTVM	29/09/2005
ALL América Latina Logística	BTG Pactual CTVM	13/02/2006
Saraiva Livreiros	BTG Pactual CTVM	28/03/2006
UOL PN	BTG Pactual	05/04/2006
Company ON	Hedging-Griffo	04/05/2006
Equatorial	BTG Pactual CTVM	03/07/2006
Datasul ON	BTG Pactual	18/08/2006
Klabín Segall ON	Ágora Senior	08/11/2006
M Dias Branco ON	BTG Pactual	02/01/2007
OHL Brasil ON	Ágora Senior	22/01/2007
PDG Realty	BTG Pactual CTVM	03/04/2007
Lopes Brasil	BTG Pactual CTVM	17/05/2007
Banco Sofisa PN	BTG Pactual	25/05/2007
Energias do Brasil	Credit Suisse CTVM	11/06/2007
Banco Pine PN	Credit Suisse	11/06/2007
Grendene	BTG Pactual CTVM	29/06/2007
Bematech ON	Ágora Senior	03/07/2007
Paraná Banco PN	Banco BTG Pactual	08/08/2007
Bco Cruzeiro do Sul PN	Banco BTG Pactual	28/08/2007
Agre ON	Credit Suisse	03/09/2007
Copasa	BTG Pactual CTVM	10/09/2007
MRV	Banco BTG Pactual	14/09/2007
Camargo Corrêa Des. Imob. ON	Credit Suisse	14/09/2007
TPI - Triunfo Part ON	Credit Suisse	14/09/2007
Banrisul	Banco BTG Pactual	18/09/2007
Viver On (antiga Inpar ON)	Credit Suisse	20/09/2007
Wilson Sons BDR	Banco BTG Pactual	25/09/2007
São Carlos ON	Banco BTG Pactual	03/10/2007
Medial Saúde	Banco BTG Pactual	08/10/2007
ABC Brasil	Banco BTG Pactual	09/10/2007
Cremer ON	Credit Suisse	10/10/2007
Satipel ON	Credit Suisse	26/10/2007
Fer Heringer ON	Banco BTG Pactual	05/11/2007
Invest Tur ON	Credit Suisse	08/11/2007
GVT Holding ON	Credit Suisse	09/11/2007
Bic Banco PN	Banco BTG Pactual	14/11/2007
JHSF	Banco BTG Pactual	29/11/2007

LAEP	Banco BTG Pactual	29/11/2007
Banco do Brasil ON	Banco BTG Pactual	06/12/2007
Tenda ON	Itaú	13/12/2007
SEB - Sist, Educ, Brasil. UNT	Credit Suisse	03/01/2008
Marisa ON	Credit Suisse	07/01/2008
Tempo Part ON	Banco BTG Pactual	22/01/2008
Banco Patagonia BDR	Banco BTG Pactual	24/01/2008
Agrenco BDR	Ágora	06/02/2008
Tereos Internacional	Banco BTG Pactual	21/02/2008
Anhanguera unit	Credit Suisse	14/03/2008
AMIL	Credit Suisse	07/04/2008
Abyara	BTG Pactual	24/04/2008
Santos Brasil Units	Banco BTG Pactual	24/04/2008
Sul América	Banco BTG Pactual	01/07/2008
Magnesita Refratários ON	BTG Pactual	17/07/2008
Iguatemi	Credit Suisse CTVM	02/03/2009
Suzano Papel e Celulose	Credit Suisse CTVM	13/07/2009
Rossi Resid	Credit Suisse CTVM	02/09/2009
Paranapanema	Credit Suisse CTVM	04/01/2010
Hypermarcas	Credit Suisse CTVM	03/03/2010
Multiplan	Credit Suisse CTVM	10/03/2010
Aliansce	BTG Pactual CTVM	17/03/2010
Natura	BTG Pactual CTVM	24/03/2010
Multiplus	BTG Pactual CTVM	01/06/2010
Braskem	BTG Pactual CTVM	30/06/2010
JSL	Credit Suisse CTVM	30/06/2010
Positivo	BTG Pactual CTVM	22/07/2010
Tecnisa	BTG Pactual CTVM	23/07/2010
General Shopping	XP Investimentos CCTVM	13/10/2010
Trisul	XP Investimentos CCTVM	13/10/2010
BR MALLS	Itaúvest DTVM	25/10/2010
Gafisa	Itaúvest DTVM	25/10/2010
MMX Mineração e Metálicos	Credit Suisse CTVM	29/10/2010
Cyrela Brazil Realty	Itaúvest DTVM	23/11/2010
MILLS	Itaúvest DTVM	16/12/2010
OSX Brasil	Credit Suisse CTVM	20/12/2010
Marisa Lojas	Itaúvest DTVM	28/12/2010
Eletropaulo	BTG Pactual CTVM	12/01/2011
HRT PETROLEO	Credit Suisse CTVM	15/02/2011
ALPARGATAS	Bradesco CTVM	28/03/2011
Valid Soluções	Itaúvest DTVM	11/05/2011
Direcional Engenharia	BTG Pactual CTVM	16/05/2011
Minerva	BTG Pactual CTVM	17/05/2011
MMX Mineração e Metálicos	Itaúvest DTVM	24/05/2011
International Meal Company Holdings	BTG Pactual CTVM	27/05/2011
Providencia	Itaúvest DTVM	30/05/2011
Magazine Luiza	BTG Pactual CTVM	07/06/2011
Cosan ON	XP Investimentos	13/06/2011
QGEP PART	Credit Suisse CTVM	22/06/2011
LOG-IN	Brasil Plural CCTVM	27/06/2011
Time For Fun	BTG Pactual CTVM	28/06/2011
GOL	Itaúvest DTVM	01/07/2011
LIGHT S/A	Itaúvest DTVM	08/07/2011
Schlumberger Limited	Itaúvest DTVM	25/07/2011
BHG	BTG Pactual CTVM	02/08/2011

BR PHARMA	BTG Pactual CTVM	03/08/2011
Renar Maçãs	XP Investimentos CCTVM	22/08/2011
TRACTEBEL	Itaúvest DTVM	24/08/2011
TECHNOS	Itaúvest DTVM	08/09/2011
QUALICORP	Credit Suisse CTVM	16/09/2011
LLX LOG	Credit Suisse CTVM	26/09/2011
RENOVA	XP Investimentos CCTVM	03/10/2011
NUTRIPLANT	XP Investimentos CCTVM	17/10/2011
MPX Energia	Credit Suisse CTVM	21/10/2011
LOCALIZA	Brasil Plural CCTVM	26/10/2011
OGX PETROLEO	Brasil Plural CCTVM	28/10/2011
CCR S/A	Credit Suisse CTVM	10/11/2011
PANAMERICANO	BTG Pactual CTVM	11/11/2011
BR INSURANCE	BTG Pactual CTVM	14/11/2011
EZTEC	BTG Pactual CTVM	16/11/2011
SierraBrasil	XP Investimentos CCTVM	17/11/2011
DASA	Brasil Plural CCTVM	21/11/2011
V-AGRO	BTG Pactual CTVM	21/11/2011
PORTO SEGURO	BTG Pactual CTVM	06/12/2011
METAL LEVE	Itaúvest DTVM	07/12/2011
Teka ON	Bradesco CTVM	04/01/2012
Teka PN	Bradesco CTVM	04/01/2012
RAIADROGASIL	Itaúvest DTVM	13/01/2012
SÃO MARTINHO	Itaúvest DTVM	13/01/2012
Plascar ON	XP Investimentos	01/02/2012
Pacific Rubiales Energy BDR	Itaúvest DTVM	02/02/2012
CSU Cardsystem ON	XP Investimentos	06/02/2012
TGLT	Brasil Plural CCTVM	07/02/2012
Petroleo Manguinhos ON	XP Investimentos	08/02/2012
JBS	Brasil Plural CCTVM	16/02/2012
Petroleo Manguinhos PN	XP Investimentos	29/02/2012
RJCP ON	Bradesco	29/02/2012
BR BROKERS	BTG Pactual CTVM	12/03/2012
WEG	Credit Suisse CTVM	12/03/2012
SLC AGRICOLA	BTG Pactual CTVM	19/03/2012
ODONTOPREV	BRADESCO CTVM	18/04/2012
TIM PART S/A	Brasil Plural CCTVM	27/04/2012
IOCHP-MAXION	Itaúvest DTVM	16/05/2012
Lupatech	XP Investimentos CCTVM	23/05/2012
CCX CARVÃO DA COLÔMBIA	Credit Suisse CTVM	25/05/2012

Fonte: <http://www.bmfbovespa.com.br/formador-de-mercado/FormadoresMercado.aspx>

APÊNDICE B - Lista de 44 ativos selecionados

Ativo	Dias com Formador de Mercado	Total de dias analisados
ABYA3	162	871
AEDU3	368	1538
AGEN11	113	1376
AMAR3	177	1385
AMIL3	1150	1366
AUTM3	156	573
BBAS3	230	2578
BEMA3	485	1512
BICB4	737	1380
BISA3	156	1629
CARD3	262	1750
CREM3	157	1840
CSAN3	292	1861
DSUL3	516	570
ETER3	1253	2578
FHER3	366	1517
GVTT3	604	796
LCAM3	195	273
MAGG3	88	2469
MDIA3	395	1632
MEDI3	370	914
OIBR4	208	2578
PCAR4	834	2578
PINE4	886	1524
PLAS3	225	2577
PRBC4	271	1462
PREB11	267	278
RJCP3	129	452
RPMG3	220	2492
RPMG4	207	2474
RPSA4	632	870
SCAR3	203	2557
SFSA4	476	1504
STBP11	258	1355
TEKA3	166	2380
TEKA4	166	2566
TEMP3	209	1346
TEND3	243	571
TPIS3	260	1448
UBBR11	1206	1548
UCAS3	185	269
UOLL4	886	1506
VIVR3	1091	1479
WSON11	737	1505
Total Geral	18197	67727

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE C – Teste de Hausman sobre a equação de Sanvicente modificada (17)

Teste de Hausman – Correlação dos Efeitos Aleatórios

Equation: METODO_SANVICENTE

Test cross-section random effects

Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	12.771495	5	0,0256
Period random	38.088381	5	0,0000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

APÊNDICE D – Teste de redundância dos efeitos fixos sobre a equação de Sanvicente modificada (17)

Teste de Redundancia dos Efeitos Fixos (dummys)

Equação: METODO_SANVICENTE

Teste de efeitos fixos para cortes transversais e períodos

Testes de Efeitos	Estatística	d.f.	Prob.
Cross-section F	12.026688	(41,33636)	0,0000
Cross-section Chi-square	527.615376	41	0,0000
Period F	1.260564	(2571,33636)	0,0000
Period Chi-square	3334.957788	2571	0,0000
Cross-Section/Period F	1.419082	(2612,33636)	0,0000
Cross-Section/Period Chi-square	3789.956661	2612	0,0000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

APÊNDICE E.1 – Testes de heterocedasticidade de White para a medida de Roll

Estatística F	1.179241	Prob. F(2,50145)	0.3075
Obs* R²	2.358512	Prob. Chi-Square(2)	0.3075
Scaled explained SS	406.2981	Prob. Chi-Square(2)	0,0000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

APÊNDICE E.2 – Teste de heterocedasticidade de White para a equação de Sanvicente modificada (17)

Estatística F	3.940647	Prob. F(13,36240)	0,0000
Obs * R²	51.17586	Prob. Chi-Square(13)	0,0000
Scaled explained SS	167.4010	Prob. Chi-Square(13)	0,0000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

APÊNDICE F.1 – Testes de autocorrelação serial do Multiplicador de Lagrange para as medidas de liquidez

Medida: Roll

F-statistic	1587.100	Prob. F(10,50136)	0,0000
Obs*R-squared	12057.80	Prob. Chi-Square(10)	0,0000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

Medida: LOT

F-statistic	1601.300	Prob. F(10,50136)	0,0000
Obs*R-squared	12063.80	Prob. Chi-Square(10)	0,0000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

Medida: Amihud

F-statistic	1587.457	Prob. F(10,50135)	0,0000
Obs*R-squared	12059.80	Prob. Chi-Square(10)	0,0000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.

APÊNDICE F.2 – Testes de autocorrelação serial de Breusch-Pagan-Godfrey para a equação de Sanvicente modificada (17) (teste do multiplicador de Lagrange)

Estatística F	6578.786	Prob. F(2,36246)	0,0000
Obs * R²	9655.468	Prob. Chi-Square(2)	0,0000

Fonte: Bloomberg. Elaboração própria.