

Influência da variação da liquidez na precificação de ativos: análise em painel do mercado brasileiro no período de janeiro de 2000 a junho de 2008

Kelmara Mendes Vieira[†]

Universidade Federal de Santa Maria

Paulo Sérgio Ceretta^Ω

Universidade Federal de Santa Maria

Juliara Lopes da Fonseca[¥]

Universidade Federal de Santa Maria

RESUMO: A influência da liquidez para o retorno dos ativos vem sendo amplamente pesquisada nos últimos anos, tanto do ponto de vista dos ativos individuais quanto do ponto de vista da liquidez de mercado. Este trabalho tem por objetivo principal avaliar a influência da variação da liquidez na precificação das ações. Como medidas de liquidez foram utilizadas as variações na quantidade de títulos, na quantidade de negócios e no volume financeiro, bem como estas variáveis ponderadas pelo índice Bovespa e também estas variáveis defasadas. A amostra é composta pelas ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Foram coletados dados mensais para o período de janeiro de 2000 a junho de 2008. Os resultados mostraram que o retorno dos ativos é influenciado positivamente pelo retorno do índice Bovespa e pelas variações de liquidez. Geralmente, são as empresas com menores níveis de liquidez que apresentam as maiores variações positivas da própria liquidez e, conseqüentemente, terão retornos mais elevados.

Palavras-chave: Variações de liquidez; retorno; dados em painel.

Recebido em 04/05/2009; revisado em 27/05/2010; aceito em 28/06/2010; disponível em 29/07/2011

Correspondência autores*:

[†] Doutorado em Administração pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Vinculação: Universidade Federal de Santa Maria.

Endereço: Avenida Evaldo Behr, número 45, Bairro Camobi, Santa Maria – RS – Brasil - CEP 97110-801

E-mail: kelmara@terra.com.br

Telefone: (55) 32209312

^Ω Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Maria
Vinculação: Universidade Federal de Santa Maria

Endereço: Rua Francisco Manoel, 360 Bloco B AP. 403 Santa Maria – RS – Brasil CEP 97015-260

E-mail: ceretta@smail.ufsm.br

Telefone: (55) 8141-6520

[¥] Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria
Vinculação: Universidade Federal de Santa Maria

Endereço: Rua Gabiuba, 305, Sete Lagoas – MG – Brasil - CEP 35705 368

E-mail: juliarafonseca@yahoo.com.br

Telefone: (55) 32209258

Nota do Editor: Esse artigo foi aceito por Antonio Lopo Martinez



Esta obra está licenciada sob a Licença Creative Commons – Atribuição-Uso não-comercial-Compartilhamento pela mesma licença 3.0 Unported License.

1. INTRODUÇÃO

A influência da liquidez para o retorno dos ativos vem sendo amplamente pesquisada nos últimos anos. Do ponto de vista dos retornos individuais, Amihud e Mendelson (1986, 1989), Brennan e Subrahmanyam (1996), Brennan, Chordia e Subrahmanyam (1998), Datar, Naik e Radcliffe (1998), Liu (2008) utilizando medidas diferentes para a liquidez, têm encontrado uma relação negativa entre a liquidez e o retorno bruto dos ativos.

Outro grupo de pesquisas tem focado na questão da comunalidade da liquidez e em responder se a liquidez representa um fator de risco sistemático. Chordia, Roll e Subrahmanyam (2000), Hasbrouck e Seppi (2001) e Huberman e Halka (2001) documentam a existência de comunalidade na liquidez para o mercado americano.

Com relação ao prêmio de liquidez, mesmo optando por medidas de liquidez diferentes, diversos autores têm encontrado resultados que sustentam a sua existência. Amihud (2002) mede a iliquidez de mercado como a razão entre o retorno absoluto e o volume financeiro e encontra um prêmio de iliquidez. Pastor e Stambaugh (2003) medem liquidez baseados no princípio de que o fluxo das ordens induz a uma grande reversão dos retornos quando a liquidez é baixa e encontram que os retornos esperados aumentam com o beta da liquidez, que é a medida de sensibilidade para inovações na liquidez de mercado. Estes resultados são interpretados, pelos autores, como evidência de que o risco sistemático de liquidez é precificado. Gibson e Mougeot (2004) medem liquidez através da quantidade de ações padronizada pelo índice S&P 500 e também concluem que o risco sistemático de liquidez é precificado. E ainda, diversos autores (CHORDIA, ROLL e SUBRAHMANYAM, 2001, PASTOR e STAMBAUGH, 2003, PORTER, 2003) encontram que o prêmio de risco de liquidez permanece mesmo após controlar por fatores como o risco de mercado (beta), tamanho e *book-to-market*.

Grande parte da literatura sobre liquidez tem como objeto de pesquisa o mercado dos Estados Unidos, o mais líquido do mundo. Por outro lado, são nos mercados emergentes que os efeitos da liquidez podem ser particularmente fortes. Dadas às variações temporais e transversais de liquidez, os mercados emergentes promovem um contexto ideal para examinar o impacto da liquidez no retorno esperado.

Martínez *et al.* (2005) empregam três medidas de risco de liquidez e encontra que o risco sistemático de liquidez é precificado no mercado espanhol. Bekaert, Harvey e Lundblad (2006) medem liquidez com base na proporção de retornos diários iguais a zero e concluem

que, para diversos países, que a liquidez do mercado é um importante determinante para os retornos esperados, principalmente em mercados emergentes.

O mercado de ações brasileiro é, em termos de liquidez, um mercado extremamente concentrado. Exemplo desta concentração é a composição do índice Bovespa, onde apenas 66 ações representam 80% do índice de negociabilidade (carteira do primeiro quadrimestre de 2009). Neste sentido, o mercado brasileiro tem características típicas de mercados emergentes, onde muitas ações apresentam baixa liquidez.

Este trabalho tem por objetivo principal avaliar a influência da variação liquidez na precificação das ações. Devido ao grande número de ações com baixa liquidez no mercado brasileiro, este trabalho busca ainda analisar se os resultados são afetados pelo tratamento dado aos intervalos sem negociação.

O artigo está estruturado em quatro seções além desta introdução. A seção dois refere-se à revisão de literatura sobre a relação entre liquidez e retorno. A seção três trata dos procedimentos metodológicos utilizados na pesquisa. Os resultados obtidos são expostos na quarta seção. Por fim, a seção cinco apresenta as considerações finais à cerca do estudo.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Apesar de não haver um conceito universalmente aceito para a liquidez, de maneira geral, a liquidez refere-se à possibilidade de negociar uma grande quantidade de ativos, rapidamente, com baixo custo e com impacto mínimo no preço (LIU, 2006). Esta definição destaca quatro dimensões básicas para a liquidez: a quantidade negociada, a velocidade de negociação, o custo de negociação e o impacto no preço. Devido a esta multidimensionalidade, os pesquisadores ao estudar a relação entre liquidez e retorno, vêm utilizando uma ampla gama de medidas para a liquidez.

Amihud e Mendelson (1986) desenvolveram um modelo teórico que prediz que os retornos dos ativos são uma função crescente e côncava do *spread* relativo (*bid-ask spread* dividido pelo preço) e que existe um efeito clientela, onde os investidores de longo prazo selecionam ativos com *spreads* altos. O teste empírico utilizou dados para o período de 1961 a 1980, e aplicou a estrutura do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Em regressões separadas eles encontraram uma relação linear entre o excesso de retorno e o beta e confirmam a concavidade da relação entre excesso de retorno e *spread* relativo.

Posteriormente, Amihud e Mendelson (1991) mostram que dos quatro fatores identificados por Merton (1987) como significativamente relacionados aos retornos ajustados

ao risco apenas o beta se mantém significativo quando o *bid-ask spread* relativo é incluído como uma variável explicativa.

Datar, Naik e Radcliffe (1998) avaliam se os retornos são negativamente relacionados à liquidez, como predito por Amihud e Mendelson (1986), mas utilizando com medida de liquidez o *turnover*. Os resultados obtidos suportam o modelo de Amihud e Mendelson. Os retornos são uma função decrescente da taxa de *turnover* e a relação persiste mesmo após o controle para o tamanho da firma, o *book-to-market* e o beta.

Brennan e Subrahmanyam (1996) avaliam se a iliquidez decorrente da assimetria informacional afeta a taxa de retorno requerida pelos investidores. Devido às evidências de que os efeitos da assimetria informacional são capturados pelo impacto no preço de uma negociação ou pelo componente variável do custo de negociação, os autores utilizam os modelos de Glosten e Harris (1988) e Hausbrouk (1991) para decompor o custo de negociação estimado em componentes fixos e variáveis e utilizam os fatores de Fama e French (1993) para ajustar ao risco. Estes fatores são o retorno de mercado em excesso, o retorno de um portfólio que é comprado em ações de pequenas empresas e vendido em ações de grandes empresas, e o retorno de um portfólio que é comprado em ações com alto *book-to-market* e vendido em ações com baixo *book-to-market*. São montados portfólios sorteados pelo “ λ ”, medida inversa de *market depth* desenvolvida por Kyle (1985), e pelo tamanho da empresa. Os resultados mostram que os indicadores aumentam monotonicamente quando se move dos portfólios com baixo “ λ ” para os com alto “ λ ”. Os coeficientes do componente fixo e do componente variável também são positivamente relacionados ao excesso de retorno. Tais resultados confirmam a hipótese de que portfólios com “ λ ” altos têm um retorno ajustado ao risco alto e mostram que há um prêmio associado com os componentes fixos e variáveis do custo de transação.

Amihud (2002) avalia a relação entre retornos e iliquidez em dois contextos. Primeiro, ele propõe que ao longo do tempo, o excesso de retorno esperado é uma função crescente da iliquidez de mercado esperada. Em seguida, avalia se o excesso de retorno esperado, além do prêmio de risco, também reflete uma compensação para a iliquidez de mercado esperada. O autor utiliza como medida de iliquidez a razão entre o retorno absoluto diário e o volume em dólares. Seguindo Fama e Macbeth (1973), o modelo *cross-sectional* apresenta uma regressão dos retornos contra as variáveis relacionadas ao risco (beta e desvio padrão dos retornos) e inclui variáveis de controle (*dividend yield*, retornos passados, tamanho).

Os resultados mostram que a iliquidez tem um efeito positivo e altamente significativo sobre os retornos esperados. O efeito do beta é positivo e significativo, entretanto, torna-se insignificante quando o tamanho é incluído no modelo (resultado esperado já que os betas foram calculados para portfólios baseados em tamanho). O desvio padrão dos retornos e o *dividend yield* apresentam coeficientes negativos. O coeficiente negativo do *dividend yield* pode ser negativo devido à possibilidade de que ele possa estar refletindo o efeito de fatores de risco não observados (companhias menos arriscadas podem escolher maiores *dividend yield*).

Para testar a proposição de que o excesso de retorno esperado é uma função crescente da iliquidez de mercado esperada, os autores seguem a metodologia de French, Schwert, Stambaugh (1987), que testa o efeito do risco sobre o retorno esperado. A iliquidez esperada é estimada por um modelo auto-regressivo. Os resultados mostram que a iliquidez esperada tem um efeito positivo e significativo sobre o excesso de retorno esperado (retorno da ação menos retorno do título público), ou seja, o excesso de retorno esperado de um ativo, além do prêmio de risco representa um prêmio para iliquidez da ação.

Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001) avaliam a relação entre atividade de negociação e retorno das ações. Dada a evidência de que a liquidez afeta os retornos, uma hipótese razoável seria a de que o segundo momento da liquidez também poderia ser precificado. Se os agentes são avessos ao risco, para ações com grande variabilidade na liquidez seriam exigidos maiores retornos. Como medidas de liquidez são utilizadas o volume e o *turnover*. Os resultados obtidos documentam uma relação negativa e significativa entre o retorno médio e o nível e o segundo momento das medidas de negociação. A relação negativa entre o retorno e o nível de liquidez é consistente com a hipótese de que a liquidez seja precificada. No entanto a relação negativa entre o retorno e a variabilidade da liquidez mostrou-se contrária ao esperado. Baseados em Merton (1987) os autores argumentam que se a variabilidade da atividade de negociação serve como uma *proxy* para a heterogeneidade dos investidores que mantêm a ação, então, um aumento na heterogeneidade poderia diminuir a taxa de retorno requerida, o que é consistente com os resultados obtidos. É possível que o aumento da volatilidade corresponda à entrada de instituições que aumentam a liquidez ou pode indicar a entrada e saída de investidores, implicando em menores custos de negociação ou alta liquidez em termos de habilidade para acomodar *block-traders*.

Acharya e Pedersen (2005) desenvolvem um modelo de equilíbrio, denominado CAPM ajustado para liquidez, onde o retorno esperado para um título depende da sua própria

liquidez bem como da covariância do seu retorno e da sua liquidez com o retorno e a liquidez do mercado. Os testes empíricos mostram que o retorno requerido por um ativo é positivamente relacionado à covariância entre a iliquidez do ativo e a iliquidez do mercado; negativamente relacionado à covariância entre o retorno do ativo e a iliquidez do mercado e negativamente relacionado à iliquidez do ativo e o retorno do mercado. O modelo mostra ainda que choques de liquidez estão associados com retornos contemporâneos baixos e retornos futuros altos.

Assim como Acharya e Pedersen, Liu (2006) também desenvolve um modelo para incorporar a liquidez ao CAPM, mas utilizando uma outra medida de liquidez, o *turnover* padronizado e ajustado para o número de dias sem volume de negociação. Os testes empíricos realizados por Liu (2008) mostram que os resultados encontrados por Liu (2006) para o mercado americano após 1963, também são robustos para o período de 1926 a 1962. Do ponto de vista individual, os ativos com baixa liquidez geram retornos esperados significativamente mais altos do que os ativos com alta liquidez, considerando períodos de investimentos de um a doze meses. E ainda, nem o CAPM, nem o modelo de três fatores de Fama e French é capaz de eliminar o prêmio de liquidez. No nível agregado, a medida de Liu (2006) captura a liquidez de mercado. O risco de liquidez é negativamente correlacionado com a performance do mercado, indicando que os investidores precificam o risco de liquidez como relativamente alto em períodos de baixa. O beta de liquidez histórico prediz o retorno para diferentes intervalos de um a doze meses. Ações com alta sensibilidade para flutuações na liquidez de mercado ganham significativamente maiores retornos do que as ações com baixa sensibilidade, ou seja, retornos esperados altos compensam os investidores que carregam o risco de liquidez.

Evidências quanto ao papel da liquidez também estão sendo desenvolvidas em outros mercados. Por exemplo, Bekaert, Harvey e Lundblad (2006) estudam dezoito mercados diferentes, Zhang, Tian e Wirjanto (2007) o mercado chinês, Hwang e Lu (2009) o mercado britânico, Martínez *et al.* (2005) o mercado espanhol e Bruni e Famá (1998) e Vieira e Milach (2008) o mercado brasileiro.

Bekaert, Harvey e Lundblad (2006) examinam um conjunto de mercados onde a liquidez pode ser particularmente importante, os mercados emergentes. Utilizando como uma das medidas de liquidez a proporção de empresas com retornos diários iguais a zero os autores mostram que a liquidez é significativa na previsão dos retornos e que choques inesperados de liquidez são positivamente correlacionados com os retornos e negativamente correlacionados

com os dividendos. Partindo do pressuposto que a liberalização dos mercados pode interferir na relação entre liquidez e retorno, foram estimados diversos modelos de precificação de ativos que seguem o mercado local ou o mercado mundial dependendo se o mercado do país é integrado ou segmentado. Os resultados indicaram que o risco sistemático de liquidez pode ser mais importante que o risco de mercado e que em países com elevado risco político e legislação falha o papel da liquidez para a explicação dos retornos é maior.

Zhang, Tian e Wirjanto (2007) investigam a existência do risco sistemático de liquidez no mercado chinês implementando um teste empírico do modelo teórico desenvolvido por Weill (2005). Os resultados demonstram que, em equilíbrio, o risco de liquidez é significativamente precificado. Especificamente, o risco de liquidez é economicamente significativo atingindo respectivamente 10% ao ano e 6,7% ao ano antes e após o controle para o risco de mercado, o tamanho e o *book-to-market*.

Para o mercado britânico, Hwang e Lu (2009) buscam avaliar a ligação entre liquidez e o prêmio de valor (*value premium*). Desde Fama e French (1992, 1993), muitos pesquisadores têm documentado a existência do prêmio de valor, isto é, o excesso de retorno para ações de valor (alto *book-to-market*) sobre as ações de crescimento (baixo *book-to-market*). Os autores mostram que no mercado britânico há um prêmio de valor significativo. A diferença de retorno entre os portfólios formados segundo o *book-to-market*, é superior a 10% ao ano. Os autores promovem evidências de que esta anomalia pode ser explicada pelo modelo CAPM ajustado para liquidez. E, ainda, o papel da liquidez para explicação do prêmio de valor não desaparece mesmo quando são inseridos no modelo fatores relacionados à falência e diversas variáveis macroeconômicas.

Para o mercado espanhol, Martínez *et al.* (2005) avaliam a relação dos retornos com três medidas de liquidez: a proposta por Pastor e Stambaugh (2003), a iliquidez desenvolvida por Amihud (2002) e a liquidez de mercado (*market wide liquidity*) definida como a diferença entre retornos altamente sensíveis a mudança no *bid-ask-spread* relativo e retornos com baixa sensibilidade à estas mudanças. Os resultados mostram que, utilizando estas medidas, o mercado espanhol apresenta um prêmio de liquidez.

No mercado de ações brasileiro, Bruni e Famá (1998) avaliaram as ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo entre os meses de julho de 1988 e junho de 1997. Utilizando como medida de liquidez o índice de negociabilidade da ação, foram formados 25 portfólios, recalculados anualmente. Para cada portfólio foram obtidos os retornos, os betas e a negociabilidade médios. Posteriormente, tais variáveis foram utilizadas numa regressão

cross-section. Os resultados mostraram uma associação negativa e significativa entre os retornos e a liquidez, medida pela negociabilidade. Assim, o mercado brasileiro parece se comportar de maneira semelhante aos outros mercados, pois as ações menos líquidas seriam avaliadas de forma a permitir maiores níveis de retorno.

Vieira e Milach (2008) analisaram o comportamento das medidas de liquidez/iliquidez no período compreendido entre janeiro de 1995 e junho de 2005 a partir de 12 modelos de regressão múltipla e utilizando o método proposto por Fama e Macbeth (1973). Ao longo dos anos o mercado brasileiro apresentou uma melhora expressiva em sua atividade de negociação, tanto em termos de quantidade de negócios como em termos de volume financeiro negociado. A maioria dos coeficientes das variáveis de liquidez não foram significativos, apenas as variáveis relacionadas à iliquidez, iliquidez e *spread*, foram significativas. Testes realizados com a exclusão dos meses de janeiro ainda mostraram que a análise não é significativamente afetada pelo “efeito janeiro”.

De maneira geral, as evidências empíricas apresentadas nestes estudos apontam para a existência de um prêmio de liquidez, tanto num mercado desenvolvido como o americano quanto para mercados emergentes. Observa-se ainda uma variedade de medidas e modelos para a liquidez. A utilização de diferentes medidas está associada ao fato de que a liquidez é um conceito multidimensional, pois possui um número de aspectos que não podem ser capturados em uma única medida (AMIHUD, 2002; SARR e LYBEK, 2002; BANERJEE, GATCHEV e SPINDT, 2005; CHOLLETE, NAES e SKJELTORP, 2006). Quanto à construção dos modelos, observa-se que os estudos apresentam focos diferentes. Alguns buscam avaliar a relação entre o retorno e a liquidez do ativo, ao passo que outros, buscam evidências para a influência da liquidez de mercado sobre o retorno do ativo.

É importante enfatizar que a noção de liquidez para ativos individuais difere da noção de liquidez para um mercado como um todo. Apesar das condições de oferta e demanda determinarem a liquidez em ambos os casos, os fatores que determinam a liquidez de um título estão relacionados principalmente às características individuais do título ao passo que a liquidez de mercado é amplamente influenciada por questões macroeconômicas (legais, políticas, tributárias, etc).

3. MÉTODO

Para a formação da amostra foram consideradas as empresas registradas como sociedades anônimas de capital aberto, com ações negociadas na Bolsa de Valores de São

Paulo (BOVESPA), e que possuam dados disponíveis no Economática® no período de dezembro de 1999 a junho de 2008. A série temporal a ser analisada começa em janeiro de 2000, entretanto o dado de dezembro de 1999 é necessário para o cálculo do retorno. Para cada empresa foi selecionada a ação de maior liquidez. Foram coletados dados mensais, ajustados por proventos, em Reais.

A maioria dos estudos que avaliam a influência da liquidez no retorno dos ativos, apesar dos diferentes formulações e métodos, apresentam em comum o fato de considerarem o efeito do risco de mercado e da liquidez (por exemplo, AMIHUD (2002), ACHARYA e PEDERSEN (2005), ZANG, TIAN e WIRJANTO (2007), entre outros). Assim, definiu-se o seguinte modelo a ser testado.

$$y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 Ibov_t + \beta_3 Liq_{i,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

onde o subscrito $i = 1, \dots, N$ indica a empresa, $t = 1, \dots, T$ o tempo e β 's os coeficientes da regressão. As variáveis são dadas por: y_{it} = retorno da empresa i no tempo t ; $Ibov_t$ retorno do índice Bovespa no tempo t ; $Liq_{i,t}$ variação da liquidez para a empresa i no tempo t ; e_{it} = termo de erro para a empresa i no tempo t .

No entanto, por não haver um consenso quanto à medida mais adequada de liquidez optou-se pela utilização dos títulos, do volume e dos negócios. E, ainda, devido às evidências de que os investidores desejam aceitar um retorno menor para os ativos que apresentam retornos altos nos momentos em que o mercado é ilíquido (por exemplo, PASTOR e STAMBAUGH (2003), ACHARYA e PEDERSEN (2005), entre outros) optou-se por acrescentar ao modelo, medidas ponderadas de liquidez como forma de avaliar o comportamento da liquidez do ativo em relação ao comportamento da liquidez de mercado.

As variáveis utilizadas no estudo são apresentadas no Quadro 1.

Variável	Índice/medida
Retorno da Ação (variável dependente)	Preço da ação em t dividido pelo preço da ação em $t-1$.
Retorno do Índice	Índice bovespa em t dividido pelo índice bovespa em $t-1$.
Títulos	Quantidade de ações da empresa negociada em t .
Títulos Ponderados	Quantidade de ações da empresa negociada em t dividida pela quantidade total de ações do índice bovespa em t .
Volume	Volume financeiro total negociado pelas ações da empresa em t .
Volume Ponderado	Volume financeiro total negociado pelas ações da empresa em t dividido pelo volume financeiro total do índice bovespa em t .
Negócios	Quantidade de negócios realizados com ações da empresa em t .
Negócios Ponderados	Quantidade de negócios realizados com ações da empresa em t dividida pela quantidade de negócios do índice bovespa em t .

Quadro 1: Definição das variáveis e medidas.

Fonte: elaborado pelos autores

Para todas as variáveis foram calculados os logaritmos naturais (símbolo LN) e para as variáveis de liquidez foram também calculadas as variações (símbolo d). Por exemplo, a variação do volume é o logaritmo natural do volume financeiro negociado em t menos o logaritmo natural do volume financeiro negociado em $t-1$ (símbolo $d \ln Vol$).

Optou-se pela utilização da técnica de análise de dados em painel que segundo Biagni (2003, p. 75) “é um dos métodos mais usuais no meio acadêmico para se analisar os efeitos que algumas variáveis exercem, ou que parecem exercer, sobre outras”. Marques (2000) completa esclarecendo que uma das vantagens da estimação com dados em painel é o tratamento da heterogeneidade dos dados. Assim, os dados em painel sugerem a existência de características diferenciadoras dos indivíduos, essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo, de tal forma que estudos temporais ou seccionais que não levem em conta tal heterogeneidade produzirão, quase sempre, resultados fortemente enviesados.

Segundo Gujarati (2006) dados em painel, também chamados de dados combinados, mesclam séries temporais e cortes transversais em um único estudo, isto é, a mesma unidade de corte transversal é acompanhada ao longo do tempo. Para o autor a principal vantagem desta técnica é a obtenção de dados mais informativos, com mais variabilidade, menos colinearidade, mais graus de liberdade e mais eficiência.

Para Marques (2000) a redução da colinearidade dos dados é obtida em função da variabilidade dos mesmos, pois a diversificação dos dados contribui para a diminuição da eventual colinearidade existente entre variáveis, particularmente em modelos com defasamentos distribuídos. Assim, a utilização de dados em painel ajusta a diversidade de comportamentos individuais com a existência de dinâmicas de ajustamento, ainda que potencialmente distintas, ou seja, permite tipificar as respostas de diferentes indivíduos a determinados acontecimentos, em diferentes momentos.

Existem, basicamente, três formas de simplificar e ajustar o modelo geral a fim de torná-lo mais funcional: Modelo *Pooled*, *Fixed-Effects Model* (Efeitos Fixos) e o *Random Effects* (Efeitos Aleatórios). No primeiro modelo o intercepto é o mesmo para toda a amostra, ou seja, assume-se que todos os elementos da amostra possuem comportamento idêntico. O Modelo *Pooled* não considera o efeito do tempo e nem o efeito individual de cada empresa (BALTAGI, 2001 *apud* DAHER, 2004).

Já o Modelo de Efeitos Fixos baseia-se na premissa de que os coeficientes da regressão podem variar de indivíduo para indivíduo ou no tempo, ainda que permaneçam como variáveis fixas, ou seja, não aleatórias (MARQUES, 2000). Este tipo de modelo pode, adicionalmente, ser dinâmico quando uma variável defasada é incluída no modelo, e estático, caso contrário (BALTAGI, 2001 apud DAHER, 2004).

Por último, tem-se ainda o Modelo de Efeitos Aleatórios que segue a premissa de que a influência do comportamento do indivíduo ou o efeito do tempo não podem ser conhecidos. Dessa forma, admite-se a existência do erro não correlacionado com os regressores. Marques (2000) afirma que a pressuposição que permeia o modelo é a de que o comportamento do indivíduo e do tempo não podem ser observados, nem medidos, sendo que em grandes amostras esse desconhecimento pode ser representado através de uma variável aleatória normal, ou seja, o erro.

Na construção do modelo, primeiramente faz-se necessário verificar se as variáveis possuem associações lineares significativas. Se isto ocorrer, pode-se ter a frente o problema de multicolinearidade que será verificada através do cálculo dos Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF), dado por $VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, onde $R(j)$ é o coeficiente de correlação múltipla entre a variável j e as outras variáveis independentes. Se o modelo estiver livre da multicolinearidade, a escolha entre os modelos poderá ser realizada através dos testes específicos.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Devido às variações temporais e cross-sectionais em seus níveis de liquidez, os mercados emergentes são ideais para o estudo do impacto da liquidez no retorno dos ativos (BEKAERT, HARLEY, LUNBLAD, 2006). No entanto, nesses mercados geralmente a falta de liquidez para algumas ações exige a definição de um tratamento para períodos em que a ação não foi negociada. Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999) argumentam que se o valor de uma informação é insuficiente para compensar os custos associados à transação, os participantes do mercado irão preferir não negociar, resultando em um retorno observado igual a zero. Assim, neste estudo optou-se por estimar os modelos considerando se duas amostras diferentes.

Na primeira, estabeleceu-se que o retorno e as variáveis de liquidez seriam iguais a zero nos meses em que a ação não foi negociada. A partir deste procedimento obteve-se uma amostra de 207 ações com uma série temporal de 101 meses (janeiro de 2000 a junho de

2008) perfazendo um total de 20.907 observações (denominada amostra 1). Na segunda, optou-se por manter na amostra apenas as ações que possuíam dados para todo o período. Neste caso, obteve-se uma amostra de 83 ações com uma série temporal de 101 meses (janeiro de 2000 a junho de 2008) perfazendo um total de 8.383 observações (denominada amostra 2)

Na estimação dos modelos além de todas as variáveis serem analisadas em termos de variação, foram incluídas as defasagens de dois períodos. As estimativas iniciais dos três modelos (*Pooled*, *Fixed-Effects* e *Random Effects*) não apresentaram diferenças significativas. Portanto, a fim de padronizar a interpretação dos resultados, optou-se por apresentar neste trabalho todas as estimativas do modelo *Pooled Regression*.

Posteriormente, para a validação dos resultados, os dados foram divididos, de forma aleatória em duas sub-amostras e os modelos re-estimados para fins de comparação dos coeficientes obtidos.

4.1 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Para a visualização do comportamento das variáveis estudadas ao longo do período foram calculadas as médias mensais para as duas amostras. Os gráficos 1, 2 e 3 descrevem o comportamento médio das variáveis.

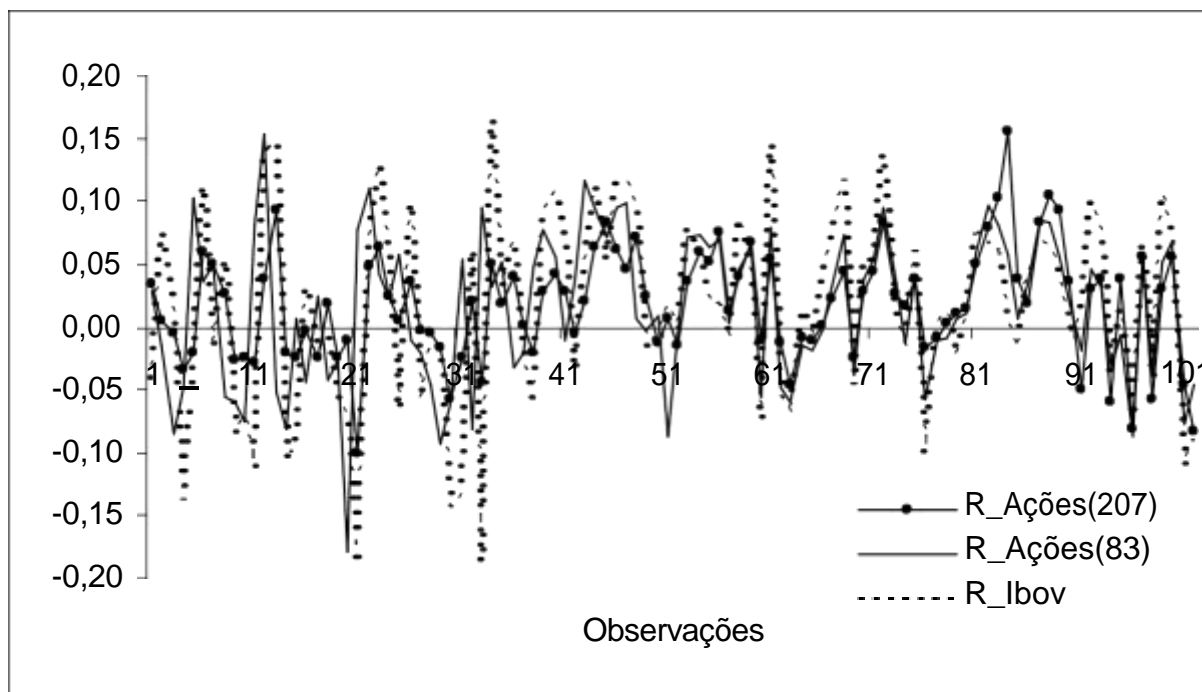


Gráfico 1: Retorno médio mensal das variáveis retorno da ação para as amostras 1 e 2 e retorno do índice Bovespa

Fonte: elaborado pelos autores

Este gráfico apresenta a média dos retornos diários de todas as ações ($R_{\text{Ações}}$) pertencentes às amostras 1 e 2 e o retorno mensal do índice Bovespa (R_{Ibov}). A amostra 1 é composta por 207 ações com retornos iguais a zero para o mês em que a ação não foi negociada. A amostra 2 é composta pelas 83 ações que possuíam retornos para todos meses estudados. A série temporal é composta por 103 meses (de janeiro de 2000 a junho de 2008).

As três séries apresentam comportamentos muito semelhantes ao longo do período estudado. Sendo o critério de formação do índice Bovespa as empresas com maiores índices de negociabilidade, é natural que, especialmente na amostra 2 (83 ações), composta pelas empresas mais líquidas, o comportamento do retorno médio seja muito próximo ao comportamento do índice. Destaca-se ainda que a série de retornos da amostra 1 apresenta menor variabilidade.

A análise do comportamento médio das medidas de liquidez foi dividida em dois gráficos. No primeiro, Gráfico 2, tem-se o comportamento das variáveis da amostra 1 e no segundo, Gráfico 3, tem-se as o comportamento da amostra 2.

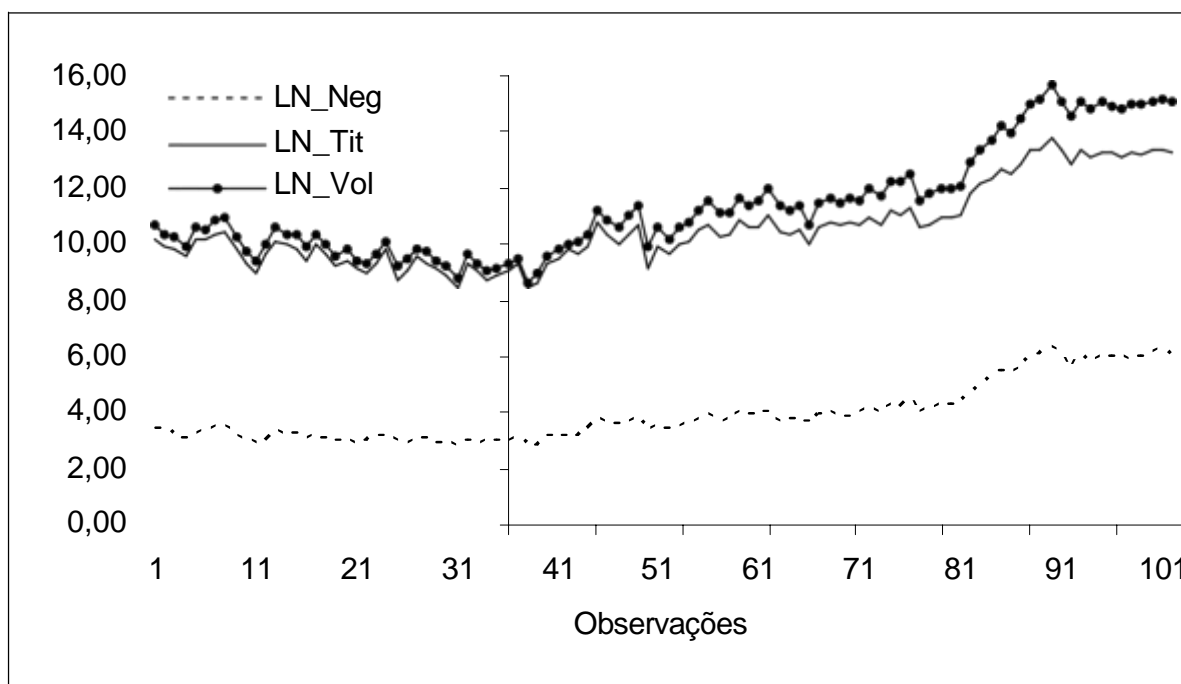


Gráfico 2: Média mensal das variáveis títulos, volume e negócios na amostra 1
Fonte: elaborado pelos autores

Este gráfico apresenta a média mensal dos títulos (Tit =quantidade mensal de títulos negociados), do volume (Vol =volume financeiro mensal) e negócios (Neg =quantidade de negócios realizados no mês). Todas as variáveis foram calculadas em LN (logaritmo natural). A amostra 1 é composta por 207 ações com variáveis iguais a zero para o mês em que a ação

não foi negociada. A série temporal é composta por 103 meses (de janeiro de 2000 a junho de 2008).

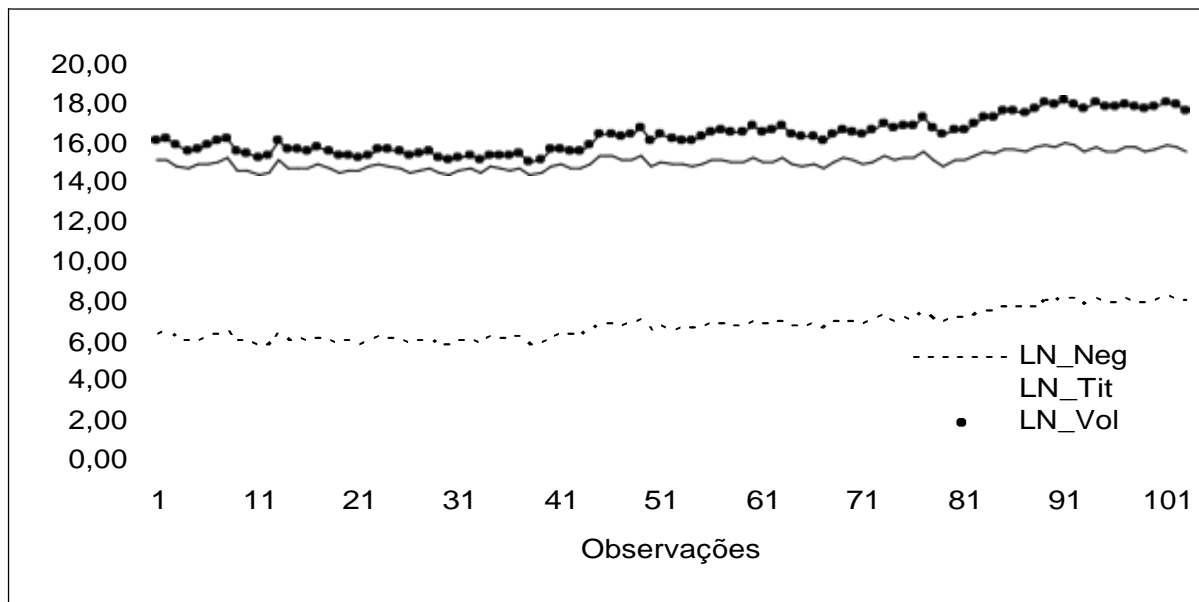


Gráfico 3: Média mensal das variáveis títulos, volume e negócios na amostra 2

Fonte: elaborado pelos autores

Este gráfico apresenta a média mensal dos títulos (Tit=quantidade mensal de títulos negociados), do volume (Vol=volume financeiro mensal) e negócios (Neg=quantidade de negócios realizados no mês). Todas as variáveis foram calculadas em LN (logaritmo natural). A amostra 2 é composta pelas 83 ações que possuíam retornos para todos meses estudados. A série temporal é composta por 103 meses (de janeiro de 2000 a junho de 2008).

Ambos os gráficos mostram que o comportamento das variáveis é muito semelhante ao longo do tempo, fato que seria esperado uma vez que todas representam medidas de liquidez. No entanto, ressalta-se que os dois gráficos apresentam duas diferenças. A primeira refere-se ao fato de que para a amostra 1, é possível visualizar uma tendência de crescimento, já no gráfico da amostra 2, a tendência é bem mais suavizada. Do ponto de vista da liquidez, isso sugere que ao longo do período a amostra menos líquida apresentou um acréscimo maior de liquidez do que a amostra de empresas mais líquidas. A segunda refere-se às diferenças nos níveis de liquidez, pois o comportamento médio das variáveis da amostra 1 é inferior ao comportamento da amostra 2. No eixo dos logaritmos naturais as séries da amostra 1 ficam aproximadamente no intervalo 10-16 e na amostra 2 no intervalo 14-16, ou seja, o nível de liquidez da amostra 1 é inferior ao nível de liquidez da amostra 2.

O comportamento médio das variáveis de liquidez ponderadas pelo índice Bovespa é apresentado no Gráfico 4 para a amostra 1 e no Gráfico 5 para a amostra 2.

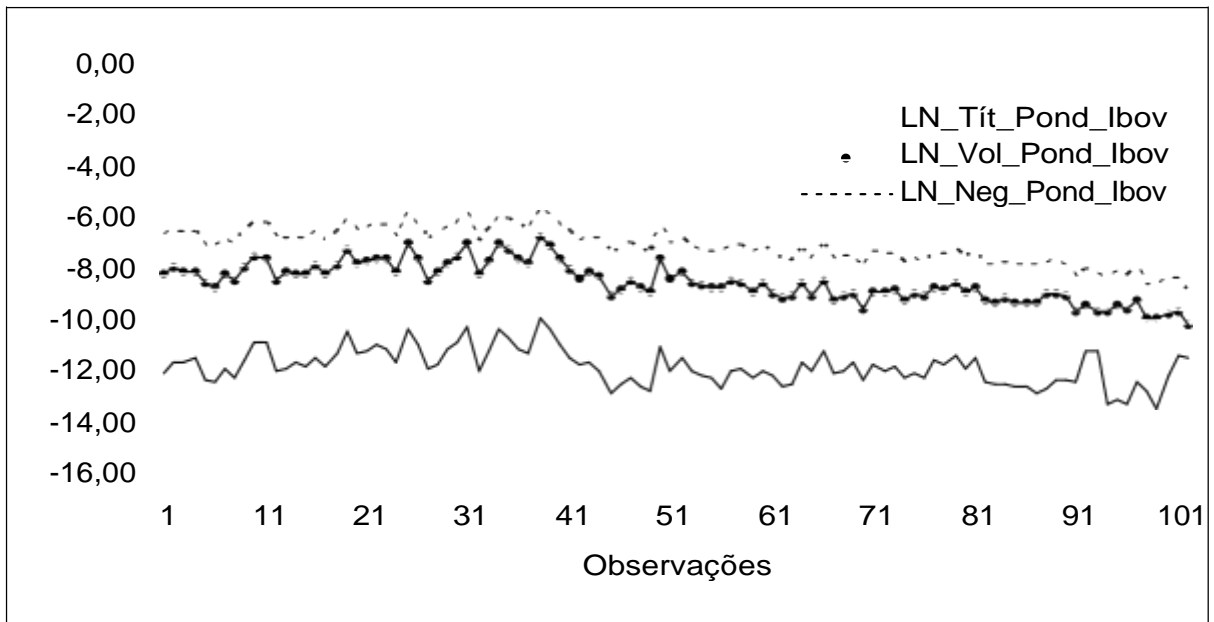


Gráfico 4: Média mensal das variáveis títulos ponderados, volume ponderado e negócios ponderados na amostra 1

Fonte: elaborado pelos autores

Este gráfico apresenta a média mensal dos títulos ponderados (Tit-Pond-Ibov = quantidade mensal de títulos negociados dividida pela quantidade de títulos do índice Bovespa), do volume ponderado (Vol-Pond-Ibov = volume financeiro mensal dividido pelo volume financeiro do índice Bovespa) e negócios ponderados (Neg-Pond-Ibov = quantidade de negócios realizados no mês dividida pela quantidade de negócios do índice Bovespa). Todas as variáveis foram calculadas em LN (logaritmo natural). A amostra 1 é composta por 207 ações com variáveis iguais a zero para o mês em que a ação não foi negociada. A série temporal é composta por 103 meses (de janeiro de 2000 a junho de 2008).

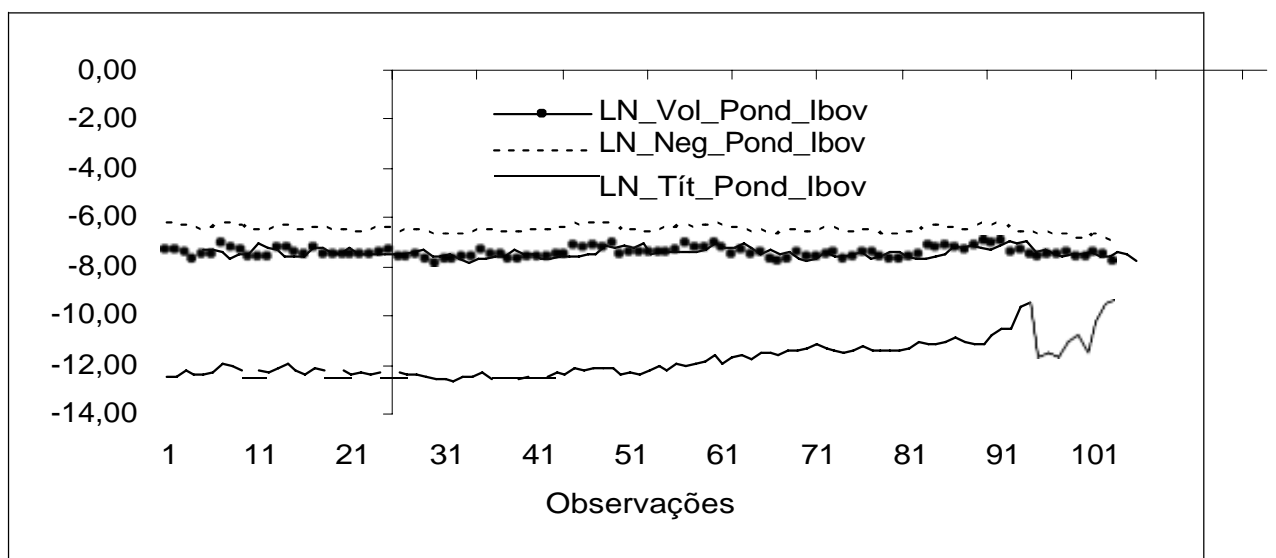


Gráfico 5: Média mensal das variáveis títulos ponderados, volume ponderado e negócios ponderados na amostra 2

Fonte: elaborado pelos autores

Este gráfico apresenta a média mensal dos títulos ponderados (Tit-Pond-Ibov = quantidade mensal de títulos negociados dividida pela quantidade de títulos do índice Bovespa), do volume ponderado (Vol-Pond-Ibov = volume financeiro mensal dividido pelo volume financeiro do índice Bovespa) e negócios ponderados (Neg-Pond-Ibov = quantidade de negócios realizados no mês dividida pela quantidade de negócios do índice Bovespa). Todas as variáveis foram calculadas em LN (logaritmo natural). A amostra 2 é composta pelas 83 ações que possuíam retornos para todos meses estudados. A série temporal é composta por 103 meses (de janeiro de 2000 a junho de 2008).

As séries temporais dos Gráficos 4 e 5 situam-se no eixo negativo por serem os níveis de liquidez da empresa inferiores ao níveis de liquidez do mercado. Observa-se que a amostra 1 apresenta uma pequena queda no final do período ao passo que a amostra 2 mantém-se relativamente mais estável, exceto para a volume ponderado no final do período. Este comportamento sugere que relativamente ao mercado, representado pelo Ibovespa, a amostra 1, no período apresentou maiores ganhos de liquidez.

Para uma visualização geral das estatísticas descritivas das variáveis foi calculada a média e o desvio-padrão da série dos valores médios mensais de cada variável (Tabela 1).

Tabela 1: Média e desvio-padrão das variáveis retorno, negócios, títulos, volume, volume ponderado, negócios ponderados e títulos ponderados para as amostras 1 e 2

Variáveis	Amostra 1 (207 Ações)		Amostra 2 (83 Ações)	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Retorno	0,017	0,044	0,015	0,060
LN_Neg	3,943	1,049	6,819	0,728
LN_Tit	10,594	1,416	15,138	0,410
LN_Vol	11,388	1,903	16,437	0,876
LN_Vol_Pond_Ibov	-11,894	0,696	-7,427	0,193
LN_Neg_Pond_Ibov	-8,616	0,745	-6,499	0,156
LN_Tit_Pond_Ibov	-7,243	0,704	-11,800	0,724

Fonte: elaborada pelos autores

Em termos de retorno, a amostra 1 apresentou maior média e menor desvio do que a amostra 2. Para as variáveis de liquidez, as médias da amostra 1 são, em inferiores as da amostra 2, exceto para títulos ponderados. Cabe ressaltar ainda que o fato das variáveis ponderadas apresentarem média negativas é natural, pois o nível de liquidez da ação tende a ser menor do que o nível de liquidez do mercado

De maneira geral as estatísticas descritivas e a análise dos gráficos confirma que a amostra 1, que abrange todas as 207 empresas, é menos líquida e apresentou maior tendência de ganhos de liquidez ao longo do período estudado. Apesar do comportamento do retorno

das duas amostras serem bastante semelhantes, o grupo com menor liquidez foi o que apresentou maiores retornos o que vai ao encontro da pressuposição de que as empresas menos líquidas obteriam maiores retornos.

4.2 ESTIMAÇÃO DOS MODELOS

Na primeira tentativa de estimação, todos os modelos estimados apresentaram problemas de autocorrelação e heterocedasticidade nos erros. Para resolver tais problemas inseriram-se nos modelos como variáveis independentes os retornos defasados em $t-1$ e $t-2$ e utilizou-se a estimativa robusta frente a problemas de autocorrelação e heterocedasticidade nos erros (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent*–HAC).

Na Tabela 2 é apresentado o sumário do modelo que se mostrou mais adequado na explicação da variável dependente, conforme os Critérios de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC), Critério de Hannan-Quinn (HQC) e Critério de informação de Akaike (AIC), que consideram o melhor modelo aquele que apresentar o menor valor. Na segunda coluna têm-se as estimativas de mínimos quadrados de amostragem (*Pooled OLS*) e nas demais colunas, os valores correspondentes ao erro padrão, teste t , p-valor e Fator de Inflacionamento de Variância (VIF).

Tabela 2: Coeficiente, erro padrão, teste t , p-valor e fatores de inflacionamento de variância do modelo *pooled regression* com erros padrão robustos (HAC) para a amostra 1

	Coeficiente	Erro padrão	Teste-t	p-valor	VIF
Constante	0,009	0,001	8,520	0,000	
Retorno Ibov	0,396	0,024	16,440	0,000	1,009
Retorno Ibov t-1	0,114	0,016	7,054	0,000	1,056
d LN Neg	0,044	0,004	10,940	0,000	1,192
d LN Neg t-1	0,018	0,002	9,778	0,000	1,245
d LN Vol Pond	0,003	0,000	11,770	0,000	1,307
Retorno Ação t-1	-0,059	0,018	-3,354	0,001	1,103
Retorno Ação t-2	0,032	0,009	3,558	0,000	1,011
R-quadrado	0,107	Durbin-Watson		2,003	

Fonte: elaborada pelos autores

Esta tabela reporta os coeficientes estimados, os erros-padrão, os valores do teste t , os p-valores e os fatores de inflacionamento da variância (VIF) para a regressão em painel *pooled regression*, com erros padrões robustos (HAC) do modelo

$$Y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 Ibov_t + \beta_3 Ibov_{t-1} + \beta_4 Neg_{i,t} + \beta_5 Neg_{i,t-1} + \beta_6 VolPond_{i,t} + \beta_7 Y_{i,t-1} + \beta_8 Y_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

onde *Ibov* é o retorno do índice Bovespa, *Neg* é a variação da quantidade de negócios da empresa, *Volpond* é a variação no volume financeiro da empresa ponderado pelo volume financeiro do índice Bovespa, *Y* é o retorno da ação e ε é o termo de erro. O símbolo *d* indica variação e LN é o logaritmo natural. A amostra 1 é composta por 207 ações com uma série temporal de 101 meses perfazendo um total de 20.907 observações. Na parte inferior da tabela tem-se o valor do coeficiente de determinação e o valor do teste de Durbin-Watson.

O modelo *Pooled Regression* apresentou sete variáveis significativas. O retorno do Índice Bovespa foi a variável de maior representatividade (0,396) seguida pelo retorno do Índice Bovespa defasado em um período (0,114). Dentre as medidas de liquidez, a mais significativa é a variação na quantidade de negócios (0,044). Os coeficientes para as demais variáveis de liquidez, apesar de significativos, são muito baixos, indicando a pouca representatividade destas na formação do retorno.

Na última coluna da Tabela 2 são apresentados os resultados do VIF. Esse indicador apresenta valores de no mínimo 1,0 e se apresentar valores superiores a 10,0 pode indicar um problema de multicolinearidade. No caso de os valores do VIF serem todos inferiores a 10 deve-se analisar o valor médio, que não deve ser muito distante de um.

Os valores do VIF são todos abaixo de 10,00 e seu valor médio é 1,13, portanto, o modelo estimado está livre das interferências da multicolinearidade. O valor do teste Durbin-Watson (2,00) indica a ausência de autocorrelação dos erros, confirmando que o procedimento de inserção das variáveis de retorno do ativo defasadas mostrou-se adequado.

Para avaliar a significância conjunta das variáveis de liquidez para a explicação do retorno, o modelo foi re-estimado tendo como variáveis independentes apenas o retorno do Ibovespa, o retorno do Índice Bovespa defasado e a própria variável defasada (modelo reduzido). O Teste F sobre o coeficiente de determinação do modelo estimado contra o modelo reduzido forneceu o resultado de $F = 316,283$ (p-valor 0,000) indicando ganho de informação com o acréscimo das variáveis de liquidez.

Devido à possibilidade de que o tratamento dado aos períodos sem negociação afete os resultados, todos os modelos foram re-estimados utilizando-se apenas as ações que apresentaram dados em todos os períodos do estudo, ou seja a amostra 2. A Tabela 3 apresenta os resultados.

Tabela 3: Coeficiente, erro padrão, teste *t*, p-valor e fator de inflacionamento de variância do modelo *pooled regression* com erros padrão robustos (HAC) para a amostra 2

	Coeficiente	Erro padrão	Teste-t	p-valor	VIF
Constante	0,006	0,002	3,286	0,001	
Retorno Ibov	0,664	0,037	17,920	0,000	1,024
Retorno Ibov t-1	0,132	0,031	4,202	0,000	1,194
d LN Vol Pond	0,033	0,007	4,826	0,000	2,137
d LN Vol t-1	0,021	0,004	4,699	0,000	1,246
d LN Neg	0,021	0,007	3,114	0,002	1,966
Retorno Ação t-1	-0,076	0,036	-2,121	0,034	1,264
Retorno Ação t-2	0,031	0,015	2,017	0,044	1,004
R-quadrado	0,224	Durbin-Watson		2,010	

Fonte: elaborada pelos autores

Esta tabela reporta os coeficientes estimados, os erros-padrão, os valores do teste *t*, os p-valores e os fatores de inflacionamento da variância (VIF) para a regressão em painel *pooled regression*, com erros padrões robustos (HAC) do modelo

$$Y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 Ibov_t + \beta_3 Ibov_{t-1} + \beta_4 VolPond_{i,t} + \beta_5 Vol_{i,t-1} + \beta_6 Neg_{i,t} + \beta_7 Y_{i,t-1} + \beta_8 Y_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

onde *Ibov* é o retorno do índice Bovespa, *Neg* é a variação da quantidade de negócios da empresa, *Volpond* é a variação no volume financeiro da empresa ponderado pelo volume financeiro do índice Bovespa, *Vol* é o volume financeiro da empresa, *Y* é o retorno da ação e ε é o termo de erro. O símbolo *d* indica variação e LN é o logaritmo natural. A amostra 2 é composta por 83 ações com uma série temporal de 101 meses perfazendo um total de 8.383 observações. Na parte inferior da tabela tem-se o valor do coeficiente de determinação e o valor do teste de Durbin-Watson.

Para este modelo (Tabela 3) todas as variáveis de liquidez apresentaram coeficientes positivos. O beta do retorno do Índice Bovespa passou de 0,396 (Tabela 2) para 0,664 (Tabela 3), indicando que a sensibilidade das empresas mais líquidas ao comportamento do mercado de ações é maior. Observa-se ainda que, comparativamente ao modelo gerado com todas as empresas, as variáveis de liquidez volume *t-1* e volume ponderado apresentam coeficientes maiores do que os apresentados no modelo anterior. Ao passo que a quantidade de negócios apresenta coeficiente inferior ao da Tabela 2.

O Teste F sobre coeficiente de determinação do modelo estimado contra o modelo reduzido forneceu o resultado de $F = 140,07$ (p-valor 0,000) indicando novamente que acréscimo das variáveis de liquidez contribui para a melhoria do modelo.

Cabe destacar ainda que o coeficiente de determinação que na amostra 1 era de 10,7% passou na amostra 2 para 22,4%, indicando que o grau de explicação do modelo melhora

consideravelmente quando são avaliadas as empresas de maior liquidez. Os resultados obtidos nas duas amostras demonstram que as variações de liquidez são precificadas. Conforme argumentam Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001) investidores avessos ao risco, exigiriam retornos maiores para ações com grande variabilidade na liquidez. As diferenças nos valores dos coeficientes estimados para as duas amostras mostram ainda que as empresas mais líquidas (amostra 2) são mais sensíveis à variações de volume e menos sensíveis à variações de negócios do que a amostra completa (amostra 1).

4.3 VALIDAÇÃO DOS MODELOS

Para garantir que os modelos estimados representam a amostra pesquisada procedeu-se a um teste de validação (Tabelas 4 e 5). O procedimento aplicado consistiu em dividir cada amostra de forma aleatória em duas sub-amostras. Assim, para o modelo inicial (amostra 1) obtiveram-se duas amostras compostas por 103 ações cada (sub-amostra 1.1 e sub-amostra 1.2 na Tabela 4), com 101 períodos cada, perfazendo um total de 10.403 observações. Após, foram obtidos os coeficientes para as mesmas. É esperado que, se o modelo for válido, os coeficientes de ambas sejam semelhantes ao da amostra como um todo.

Tabela 4: Coeficiente, p-valor e fatores de inflacionamento de variância do modelo *pooled regression* com erros padrão robustos (HAC) para as sub-amostras 1.1 e 1.2

	Sub-amostra 1.1			Sub-amostra 1.2		
	Coefficiente	p-valor	VIF	Coefficiente	p-valor	VIF
Constante	0,011	0,000		0,007	0,000	
Retorno Ibov	0,366	0,000	1,008	0,433	0,000	1,010
Retorno Ibov t-1	0,118	0,000	1,047	0,107	0,000	1,067
d LN Neg	0,051	0,000	1,207	0,038	0,000	1,182
d LN Neg t-1	0,019	0,000	1,274	0,017	0,000	1,221
d LN Vol Pond	0,003	0,000	1,314	0,003	0,000	1,306
Retorno Ação t-1	-0,062	0,013	1,108	-0,056	0,026	1,102
Retorno Ação t-2	0,025	0,041	1,014	0,043	0,001	1,008

Fonte: elaborada pelos autores

Esta tabela reporta os coeficientes estimados, os p-valores e os fatores de inflacionamento da variância (VIF) para a regressão em painel *pooled regression*, com erros padrões robustos (HAC) do modelo

$$Y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 Ibov_t + \beta_3 Ibov_{t-1} + \beta_4 Neg_{i,t} + \beta_5 Neg_{i,t-1} + \beta_6 VolPond_{i,t} + \beta_7 Y_{i,t-1} + \beta_8 Y_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

onde *Ibov* é o retorno do índice Bovespa, *Neg* é a variação da quantidade de negócios da empresa, *Volpond* é a variação no volume financeiro da empresa ponderado pelo volume financeiro do índice Bovespa, *Y* é o retorno da ação e ε é o termo de erro. O símbolo *d* indica

variação e LN é o logaritmo natural. As amostras 1.1 e 1.2 são compostas por 103 ações cada uma, selecionadas aleatoriamente e sem reposição, com uma série temporal de 101 meses perfazendo um total de 10.403 observações em cada amostra.

De maneira geral, as duas sub-amostras apresentaram resultados semelhantes aos da amostra com todas as ações (amostra 1). As variáveis retorno do Índice Bovespa em t e em $t-1$ continuaram apresentando os maiores coeficientes. Os sinais das variáveis de liquidez se mantiveram os mesmos e a diferença dos mesmos nas duas sub-amostras é pequena, sugerindo que os resultados obtidos sejam válidos.

Do mesmo modo, a amostra 2 foi dividida de forma aleatória em duas, cada uma com 41 ações (sub-amostra 2.1 e sub-amostra 2.2 na Tabela 5). Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5: Coeficiente, p-valor e fatores de inflacionamento de variância do modelo *pooled regression* com erros padrão robustos (HAC) para as sub-amostras 2.1 e 2.2

	Sub-amostra 2.1			Sub-amostra 2.2		
	Coefficiente	p-valor	VIF	Coefficiente	p-valor	VIF
Constante	0,007	0,000		0,004	0,179	
Retorno Ibov	0,647	0,000	1,024	0,689	0,000	1,022
Retorno Ibov t-1	0,055	0,050	1,009	0,184	0,000	1,171
d LN Vol Pond	0,027	0,000	2,055	0,036	0,002	2,151
d LN Vol t-1	0,018	0,000	1,179	0,022	0,004	1,242
d LN Neg	0,026	0,008	1,892	0,020	0,031	1,977
Retorno Ação t-1	-	-	-	-0,107	0,044	1,239
Retorno Ação t-2	0,042	0,030	1,003	-	-	-

Fonte: elaborada pelos autores

Esta tabela reporta os coeficientes estimados, os p-valores e os fatores de inflacionamento da variância (VIF) para a regressão em painel *pooled regression*, com erros padrões robustos (HAC) do modelo

$$Y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 Ibov_t + \beta_3 Ibov_{t-1} + \beta_4 VolPond_{i,t} + \beta_5 Vol_{i,t-1} + \beta_6 Neg_{i,t} + \beta_7 Y_{i,t-1} + \beta_8 Y_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

onde $Ibov$ é o retorno do índice Bovespa, Neg é a variação da quantidade de negócios da empresa, $Volpond$ é a variação no volume financeiro da empresa ponderado pelo volume financeiro do índice Bovespa, Vol é o volume financeiro da empresa, Y é o retorno da ação e ε é o termo de erro. O símbolo d indica variação e LN é o logaritmo natural. As amostras 2.1 e 2.2 são compostas por 41 ações cada uma, selecionadas aleatoriamente e sem reposição, com uma série temporal de 101 meses perfazendo um total de 4.141 observações em cada amostra.

Para as duas sub-amostras (Tabela 5) os resultados obtidos são semelhantes aos obtidos para a amostra completa. Exceto para a constante que não foi significativa na sub-amostra 2.2 e para o retorno da ação, onde apenas uma das defasagens foi significativa em cada sub-amostra. Novamente os coeficientes das variáveis explicativas assumiram o mesmo sinal estimado para a amostra 2, indicando um comportamento consistente e, portanto, sugerindo a validade do modelo estimado.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho avalia a influência da liquidez para o retorno das ações negociadas na bolsa de valores de São Paulo. Utilizando a metodologia de dados em painel e uma amostra para o período de janeiro de 2000 a junho de 2008 pode-se constatar que o retorno mensal das ações é diretamente influenciado pelo retorno do índice Bovespa. O coeficiente obtido é o maior, corroborando com o pressuposto central do modelo de precificação de ativos CAPM, pois indica que o retorno de mercado influencia o retorno do título. Este coeficiente aumenta de 0,396 para 0,664 quando a amostra passa a ser apenas das empresas mais líquidas. Tal acréscimo pode ser explicado pelo fato de que a liquidez é o critério central de seleção das empresas que farão parte do índice Bovespa.

Com relação às variáveis de liquidez, para as duas amostras os coeficientes assumiram valores positivos. Coeficientes positivos são resultado das características das empresas que apresentam altas variações de liquidez. Geralmente, são as empresas com menores níveis de liquidez que apresentam as maiores variações positivas da própria liquidez e, conseqüentemente, terão retornos mais elevados. Por outro lado, empresas que apresentam altos níveis de liquidez tendem a apresentar pequenas variações positivas e grandes variações negativas de liquidez que são acompanhadas de uma diminuição nos níveis de retorno. A representatividade da liquidez na formação do retorno é muito inferior à do índice Bovespa, pois a soma de todos os coeficientes das variáveis de liquidez é menor do que o coeficiente do retorno do índice Bovespa.

Apesar dos modelos com as variáveis de liquidez apresentarem maiores coeficientes de determinação do que os modelos reduzidos, o baixo grau de explicação dos modelos estimados mostra que existem outras variáveis relevantes para a explicação do retorno não incorporadas. Neste sentido, um caminho seria a inserção de medidas mais finas de liquidez individual como, por exemplo, o spread, e a inserção de medidas de liquidez de mercado como, por exemplo, a desenvolvida por Amihud (2002). A incorporação de variáveis de controle como, por exemplo, o *book-to-market* e o tamanho também poderiam contribuir para

a melhoria do modelo, caso não gerem problemas de multicolineariedade. Ainda, poderiam ser incluídos os momentos superiores (co-assimetria e co-curtose) numa tentativa de construção de modelos mais robustos.

A diferença de resultados para as duas amostras mostrou que nos estudos de liquidez a decisão sobre o tratamento dos dados é crucial. Se por um lado definir a amostra apenas com as empresas que possuem dados ao longo do período estudado evita o problema de dados omissos, pode criar um viés significativo na medida em que acaba analisando apenas as empresas mais líquidas do mercado. Por outro lado, a inserção de variáveis pouco líquidas exige a definição de um método para tratamento dos dados. Apesar dos argumentos teóricos a favor da inserção do zero, em mercados muito ilíquidos pode haver uma sub-avaliação das estatísticas. Assim, novos estudos com a discussão da melhor metodologia para a resolução deste conflito seriam altamente contributivos para as análises da liquidez.

O tema liquidez no mercado brasileiro ainda é pouco explorado. A avaliação da liquidez a partir de novas variáveis, o teste de outros modelos teóricos e o estudo dos determinantes da liquidez, são alguns dos caminhos que poderão ser seguidos. Todos eles levarão a um maior conhecimento do tema podendo, no futuro, levar a adoção de políticas que contribuam para o aumento da liquidez das ações, fator importantíssimo para a atração de investidores e a diminuição do custo de capital para as empresas participantes do mercado.

REFERÊNCIAS

- ACHARYA, V. V.; PEDERSEN, L. H. Asset pricing with liquidity risk. **Journal of Financial Economics**, v.77, p.375-410, 2005.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v.17, p.223-249, 1986.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns. **Journal of Finance**, v.44, n.2, p.479-486, 1989.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Liquidity, asset prices and financial policy. **Financial Analysts Journal**, v.47, n.6, p.56-66, 1991.
- AMIHUD, Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. **Journal of Financial Markets**, v.5, p.31-56, 2002.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 2 ed. England: John Wiley, 2001.
- BANERJEE, S.; GATCHEV, V. A.; SPINDT, P. A. Stock market liquidity and firm dividend policy. 2005. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=391663. Acesso em 14 mar. 2006.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R.; LUNDBLAD, C. Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets. 2006. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=424480. Acesso em 25 abr. 2009.

- BIAGNI, F. L. **Fatores determinantes da estrutura de capital das empresas de capital aberto no Brasil: uma análise em painel**. Dissertação de Mestrado, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, agosto, 2003.
- BRENNAN, M. J.; SUBRAHMANYAM, A. Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns. **Journal of Financial Economics**, v.41, p.441-464, 1996.
- BRENNAN, M. J.; CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM, A. Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, v.49, p.345-373, 1998.
- BRUNI, A. L.; FAMÁ, Rubens. Liquidez e avaliação de ativos financeiros: evidências empíricas na BOBESPA (1988-1996). In: XXI I Encontro da ANPAD. Foz do Iguaçu: **Anais do XXII Encontro da ANPAD**, 1998.
- CHOLLETE, L.; NAES, R.; SKJELTORP, J. A. Pricing implications of shared variance in liquidity measures. 2006. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=968615. Acesso em 20 fev. 2007.
- CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. commonality in liquidity. **Journal of Financial Economics**, v.56, p. 3-28, 2000.
- CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. Market liquidity and trading activity. **Journal of Finance**, v.56,n.2, p. 501-530, 2001.
- CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM, A.; ANSHUMAN, V. R. 2001. Trading activity and expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, 59: 3-32, 2001b.
- DAHER, C. E. **Testes empíricos de teorias alternativas sobre a determinação da estrutura de capital das empresas brasileiras**. Dissertação de Mestrado. Universidade de Brasília, Brasília, 2004.
- DATAR, V. T.; NAIK, N. Y.; RADCLIFFE, R. Liquidity and stock returns: an alternative test. **Journal of Financial Markets**, v.1, p.203-219, 1998.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v.47, p.427-465, 1992.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v.33, p.3-56, 1993.
- FAMA, E.; MACBETH, J. Risk, return and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, v.71, p.607-636, 1973.
- FRENCH, K. R.; SCHWERT, G. W.; STAMBAUGH, R. F. Expected stock returns and volatility. **Journal of Financial Economics**, v.19, p.3-29, 1987.
- GIBSON, R.; MOUGEOT, N. The pricing of systematic liquidity risk: empirical evidence from the US stock market. **Journal of Banking and Finance**, v.28, p.157-178, 2004.
- GLOSTEN, L. R.; HARRIS, L. Estimating the components of the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v.21, p.123-142, 1988.
- GUJARATI, D. **Econometria básica**. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HASBROUCK, J. Measuring the information content of stock traders. **Journal of Finance**, v.46, p.179-207, 1991.

- HASBROUCK, J.; SEPPI, D. Common factors in prices, order flows, and liquidity. **Journal of Financial Economics**, v.59, p.383-411, 2001.
- HUBERMAN, G.; HALKA, D. Systematic liquidity. **Journal of Financial Research**, v.24, p.161-178, 2001.
- HWANG, S.; LU, C. Cross-sectional stock returns in the UK market: the role of liquidity risk. 2009. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=969809. Acesso em 30 mar. 2009.
- KYLE, A. S. Continuous auctions and insider trading. **Econometrica**, v.53, p.1315-1335, 1985.
- LESMOND, D. A.; OGDEN, J. P.; TRZCINKA, C. A new estimate of transaction costs. **Review of Financial Studies**, v.22, p. 1113-1141, 1999.
- LIU, W. A liquidity augmented capital asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v.82, p.631-671, 2006.
- LIU, W. The liquidity-augmented CAPM over 1926 to 1963. 2008. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=968007. Acesso em 30 mar. 2009.
- MARQUES, L. D. **Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura**. Dissertação de Mestrado. Faculdade de Economia do Porto, Portugal, Outubro: 2000.
- MARTÍNEZ, M. A.; NIETO, B.; RUBIO, G.; TAPIA, M. Asset pricing and systematic liquidity risk: an empirical investigation of the Spanish stock market. **International Review of Economics and Finance**, v. 14, p.81-103, 2005.
- MERTON, R. C. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. **Journal of Finance**, v.42, p.483-511, 1987.
- PASTOR, L.; STAMBAUGH, R. F. Liquidity risk and expected stock returns. **Journal of Political Economy**, v.111, p. 642-685, 2003.
- PORTER, R. B., Measuring market liquidity. 2003. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=439122. Acesso em 14 mar. 2006.
- SARR, A.; LYBEK, T. Measuring liquidity in financial markets. International Monetary Fund Working Paper. 2002. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=880932. Acesso em 14 mar. 2006.
- VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. Liquidez/iliquidez no mercado brasileiro: comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, v.5, p.5-16, 2008.
- WEILL, P. O. Liquidity premia in dynamic bargaining markets. 2005. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/1294154>. Acesso em 25 abr. 2009.
- ZHANG, F.; TIAN, Y.; WIRJANTO, T. S. Liquidity risk and cross-sectional returns: evidence from the Chinese stock. 2007. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/964310>. Acesso em 10 abr. 2009.