

Existe o Efeito Liquidez no Mercado Acionário Brasileiro?

MÁRCIO ANDRÉ VERAS MACHADO
UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA

OTAVIO RIBEIRO DE MEDEIROS
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

Resumo

Este artigo teve por objetivo analisar se existe o efeito liquidez no mercado acionário Brasileiro. Além de analisar o efeito liquidez, este artigo avaliou a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) em explicá-lo. Para isso, foram analisadas as empresas com ações negociadas na Bovespa, no período de 1995 a 2008. De acordo com os resultados obtidos, pode-se concluir que existe um prêmio de liquidez no mercado Brasileiro, independente da *proxy* utilizada. O prêmio mensal variou de 0,83% a 2,19%, não ajustado ao risco, e de 1,77% a 2,78%, ajustado ao risco conforme CAPM, e de 1,24% a 3,04%, ajustado ao risco conforme modelo de três fatores, respectivamente. Observou-se, ainda, que o prêmio de liquidez não foi restrito ao mês de janeiro e não houve grandes alterações, ao utilizar períodos distintos na análise. Diante dessas evidências, a hipótese do presente artigo, de que existe um prêmio de liquidez no mercado brasileiro, não pode ser rejeitada. Ademais, constatou-se que tanto CAPM, quanto o modelo de três fatores falham na explicação do efeito liquidez. Os resultados obtidos neste trabalho podem fomentar o estabelecimento de políticas corporativas que suavizem os custos de liquidez, isto é, que melhorem a liquidez dos títulos negociados, reduzindo, por consequência, o custo de capital. Dessa forma, uma empresa pode aumentar seu valor de mercado, melhorando a liquidez dos seus títulos e ações, uma vez que quanto menor o custo de capital, maior o valor da empresa.

1. Introdução

A liquidez é um fator importante de um ativo e os investidores devem considerá-la, quando da tomada de decisões de investimento. Ativos menos líquidos demandam uma taxa de retorno maior que ativos mais líquidos, uma vez que para abrir mão da liquidez e assumir custos maiores em negociações futuras, em razão da baixa liquidez da ação, os investidores, provavelmente, exigiriam um prêmio para assumir investimentos com esse perfil. Segundo Amihud e Mendelson (1988, 1991, 2006), um ativo é líquido se ele puder ser comprado ou vendido rapidamente ao preço corrente de mercado e a um baixo custo. Portanto, a liquidez pode estar relacionada ao custo de realizar uma transação no mercado de capitais.

Amihud e Mendelson (1986) foram um dos primeiros pesquisadores a examinar o papel da liquidez na precificação de ativos, propondo uma relação positiva entre retorno e iliquidez. Desde então, inúmeros trabalhos têm sido desenvolvidos, no intuito de investigar a relação entre retorno e liquidez. Contudo, os resultados são conflitantes. Aliado a isso, somam-se as diferenças nas metodologias utilizadas no processo de formação das carteiras, nos períodos estudados, bem como nos métodos econométricos empregados, dificultando a comparação de resultados.

Adicionalmente, a maioria das pesquisas, envolvendo a relação entre liquidez e retorno acionário, foi desenvolvida no mercado americano. A obtenção de resultados além dos encontrados nos Estados Unidos é essencial para evitar o problema de *data snooping* (LO; MACKINLAY, 1990). Além disso, estudos nessa área ainda são escassos, no Brasil, um

mercado em que a iliquidez é provavelmente um fator importante para muitas ações negociadas na Bovespa.

O efeito liquidez pode ser relacionado aos fatores de risco nos modelos de precificação de ativos. Ativos menos líquidos demandam uma taxa de retorno maior que ativos mais líquidos, uma vez que para abrir mão da liquidez e assumir custos maiores em negociações futuras, em razão da baixa liquidez da ação, os investidores, provavelmente, exigiriam um prêmio para assumir investimentos com esse perfil. Logo, o preço de ativos não líquidos precisam cair suficientemente para atrair investidores.

A teoria de precificação de ativos sugere que o retorno esperado de um ativo seja crescente com seu nível de risco, porque investidores avessos ao risco requerem uma compensação para aceitar mais risco. Uma vez que os investidores também são avessos ao custo de iliquidez e querem ser recompensados para enfrentá-lo, o retorno esperado de um ativo é função crescente da iliquidez. Assim, o retorno de um ativo depende de duas características: risco e liquidez (AMIHUUD; MENDELSON, 2006). Para Jacoby, Fowler e Gottesman (2000), risco e liquidez são variáveis inseparáveis. Logo, ao avaliar ativos, os analistas financeiros devem levar em consideração não somente o risco e retorno esperado do ativo, mas também sua liquidez. Diante do exposto, na presente pesquisa, será testada a seguinte hipótese:

H1: Existe um prêmio de liquidez no mercado acionário Brasileiro.

Dessa forma, este artigo tem por objetivo analisar se existe o efeito liquidez no mercado acionário Brasileiro. Além de analisar o efeito liquidez, este artigo avalia a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) em explicá-lo.

Além desta, o presente artigo possui cinco partes. Na seguinte, apresenta-se o referencial teórico, onde será abordado o efeito liquidez. Na terceira parte, abordar-se a metodologia. Na quarta, os resultados da pesquisa. Na quinta, a conclusão. E, por fim, as referências.

2. Revisão da literatura

Liquidez, negociabilidade ou custos de transação constituem atributos importantes em qualquer instrumento financeiro. Entende-se por ativo líquido aquele que pode ser comprado ou vendido rapidamente ao preço corrente de mercado e a um baixo custo. Portanto, a liquidez está relacionada ao custo de realizar uma transação no mercado de capitais (AMIHUUD; MENDELSON, 1988, 1991, 2006; LIU, 2006).

Para Amihud e Medelson (1986), a liquidez é uma característica fundamental do mercado financeiro. Segundo os autores, sua importância está relacionada diretamente ao custo de capital. Políticas financeiras que aumentam a liquidez podem reduzir o custo de oportunidade do capital.

Amihud e Mendelson (1986) desenvolveram um modelo que mostra como a liquidez afeta os preços dos ativos. O modelo caracteriza ativo por seus custos de transação e investidores por seu horizonte de investimento. O modelo foca na iliquidez e, nele, os investidores possuem planos heterogêneos de manutenção do investimento, ou seja, liquidação. Os investidores racionais selecionam ativos que maximizam seus retornos esperados, líquidos dos custos de transação e, em equilíbrio, ativos com maiores *spreads* são alocados aos investidores que mantêm planos de investimento com maior prazo de maturação (efeito clientela). Como resultado, a relação entre iliquidez e retorno é crescente e côncava, isto é, é menos crescente para ativos menos líquidos, que são mantidos por investidores de longo prazo que podem depreciar seus custos de transação ao longo do período.

Enquanto os custos de liquidez de uma simples transação são baixos, relativos ao preço dos ativos, seu efeito cumulativo é maior, porque eles são incorridos repetidamente ao longo de sua vida. Dessa forma, o impacto dos custos de iliquidez deveria ser, no mínimo, igual ao valor presente de todos os custos incorridos correntemente e no futuro. Portanto, investidores evitam investimentos em títulos ilíquidos, se eles não forem adequadamente compensados. Conseqüentemente, o preço de ativos ilíquidos precisa cair suficientemente para atrair investidores (AMIHU; MENDELSON, 1988, 1991, 2006).

Segundo Liu (2006), três fatores afetam a liquidez dos títulos. Primeiro, a liquidez se torna uma questão relevante quando a economia está ou há expectativa de que entre em recessão. Do ponto de vista de alocação dos ativos, investidores avessos ao risco preferem investir em ativos menos arriscados e em ativos líquidos, se a previsão for de uma economia em recessão. Segundo, iliquidez pode ser causada por investidores que possuem informações privilegiadas. Se existem *insider traders* no mercado e os investidores estão atentos a isso, então investidores não informados irão optar por não operar no mercado. No extremo, o mercado pode entrar em colapso. Terceiro, as próprias empresas podem causar a iliquidez. *Ceteris paribus*, nenhum investidor está interessado em manter ações de empresas com alta probabilidade de falência ou com uma fraca equipe gerencial.

Enquanto um investidor pode sempre reduzir o risco de manter um título, formando uma carteira diversificada, não há nada que ele possa fazer para evitar os custos de iliquidez. Ele vai incorrer nesses custos sempre que comprar ou vender um título, e manter uma carteira de ativos ilíquidos não irá eliminar os custos de transação, que são sempre adicionais (AMIHU; MENDELSON, 1989). Isso significa que uma carteira de ativos ilíquidos permanece ilíquida. Contudo, a iliquidez pode ser gerenciada.

De acordo Amihud e Mendelson (1988, 1991, 2006), pode-se estabelecer políticas corporativas que aliviem os custos de iliquidez aos investidores, ou seja, desenvolver políticas que melhorem a liquidez dos títulos, pois, para uma empresa que emite títulos ou ações, quanto menor o retorno requerido, menor o seu custo de capital. Conseqüentemente, uma empresa pode aumentar seu valor de mercado, melhorando a liquidez dos seus títulos e ações, uma vez que quanto menor o custo de capital, maior o valor da empresa.

Amihud e Mendelson (1988, 1991, 2006) estabelecem estratégias que as empresas podem empregar para aumentar a liquidez de seus títulos, dentre as quais destacam-se: aumentar a base de investidores da empresa, especialmente atraindo pequenos investidores; prover voluntariamente mais informações ao mercado, reduzindo a assimetria de informações; diminuir a emissão de títulos e ações fragmentadas e listar a empresa em bolsa de valores mais líquidas. Contudo, essas estratégias envolvem um *tradeoff* entre custos e benefícios, que devem ser analisados, quando da tomada de decisão por parte dos gestores.

3. Metodologia

3.1. Caracterização da Pesquisa

Quanto à caracterização, esta pesquisa classifica-se como um estudo empírico-analítico, que, segundo Martins (2002, p. 34), “[...] são abordagens que apresentam em comum a utilização de técnicas de coleta, tratamento e análise de dados marcadamente quantitativos [...]. Têm forte preocupação com a relação causal entre variáveis. A validação da prova científica é buscada através de testes dos instrumentos, graus de significância e sistematização das definições operacionais”.

3.2. Amostra

A amostra consistiu de todas as empresas com ações listadas na Bolsa de Valores do Estado de São Paulo – BOVESPA - entre 1º de junho de 1995 e 30 de junho de 2008. Foi utilizado esse período de tempo devido à maior estabilidade macroeconômica, após julho de

1994. Foram excluídas da amostra as empresas: financeiras, pois, segundo Fama e French (1992), seu alto grau de endividamento influencia o índice *Book-to-Market* (BM), não tendo o mesmo significado que o alto grau de endividamento de empresas não financeiras; que não apresentaram cotações mensais consecutivas por 24 meses; que não possuem valor de mercado em 31 de dezembro e em 30 de junho de cada ano; que não apresentarem Patrimônio Líquido positivo em 31 de dezembro de cada ano.

Portanto, foram analisados, por ano, dados de 149 ações (25,65% da população), em média, apresentando, em 2003, um mínimo de 103 ações analisadas (16,89% da população), e, em 2006, um máximo de 191 (33,81% da população). Todos os dados necessários para realização dessa pesquisa foram extraídos do banco de dados da Economática.

3.3. Mensuração da Liquidez

Segundo Pastor e Stambaugh (2003), do ponto de vista teórico, a definição de liquidez ainda é uma questão aberta. Segundo os autores, não há uma definição sem ambiguidade, teoricamente correta ou universalmente aceita. Aliado a isso, é consenso na literatura que a liquidez não é diretamente observável e que possui inúmeros aspectos que não podem ser capturados em uma única medida (LIU, 2006; AMIHUUD, 2002, HWANG; LU, 2009).

De acordo com Liu (2006), a liquidez possui quatro dimensões, quais sejam: quantidade de negociação, velocidade de negociação, custo de negociação e impacto no preço. Dessa forma, tendo em vista que não há uma medida de liquidez universalmente aceita e que capte todos essas dimensões simultaneamente, faz-se necessária a utilização de várias medidas, no intuito de se avaliar as múltiplas dimensões da liquidez. Assim, optou-se por utilizar cinco medidas de liquidez, no processo de construção das carteiras. Ambas foram obtidas pela média anual dos valores mensais dos 12 meses anteriores ao período de formação das carteiras. Ressalta-se que todas as medidas têm embasamento teórico.

A primeira foi o índice *Turnover*, formada pela divisão do número de ações negociadas pelo número de ações emitidas. Essa *proxy* foi usada por Keene e Peterson (2007), Nguyen, Prakassh e Ghosh (2007), Jun, Marathe e Shawky (2003), Chan e Faff (2003), Marshall e Ypung (2003), Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001), Datar, Naik e Radcliffe (1998), Correia, Amaral e Bressan (2008) e Vieira e Milach (2008). Além do embasamento teórico, segundo Datar, Naik e Radcliffe (1998), as vantagens do uso dessa *proxy* é que a liquidez não pode ser observada diretamente e os dados de taxa de *turnover* são relativamente fáceis de se obter.

A segunda foi o **Volume Negociado**, representado pelo volume, em reais, negociado mensalmente para a ação. Essa *proxy* foi utilizada por Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001), Jun, Marathe e Shawky (2003), Keene e Peterson (2007), Correia, Amaral e Bressan (2008) e Vieira e Milach (2008).

A terceira foi a **Quantidade de Negócios**, consistindo na quantidade de negócios realizados mensalmente com a ação. Essa *proxy* foi utilizada por Correia, Amaral e Bressan (2008) e Vieira e Milach (2008).

A quarta medida utilizada foi a **Negociabilidade**, que mensura a participação relativa da ação em negócios conduzidos na Bovespa, obtida conforme Equação 1. Essa *proxy* foi utilizada por Bruni e Famá (1998) e Xavier (2007).

$$\text{Negociabilidade} = 100 \times \frac{p}{P} \times \sqrt{\frac{n}{N} \times \frac{v}{V}} \quad (1)$$

Onde: p = número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação dentro do período escolhido; P = número total de dias do período escolhido; n = número de negócios com a ação dentro do período escolhido; N = número de negócios com todas as ações dentro do período escolhido; v = volume em dinheiro de negociações com a ação dentro do período escolhido; V = volume em dinheiro de negociações com todas as ações dentro do período escolhido.

A quinta medida utilizada foi o **Turnover Padronizado** ajustado pelo número de dias sem negociação nos últimos 12 meses, desenvolvida por Liu (2006), conforme Equação 2:

$$LIQ = \left[X + \frac{\frac{1}{Z}}{11.000} \right] \times \frac{21 \times 12}{Y} \quad (2)$$

Onde: X = o número de dias sem negociação nos últimos 12 meses; Y = o número de dias com negociação no mercado; Z = *turnover* médio dos últimos 12 meses, obtido pela soma do *turnover* diário dos últimos 12 meses, sendo o *turnover* diário obtido pela divisão do número de ações negociadas no dia pelo o número de ações em circulação ao final daquele dia.

Segundo Liu (2006), o deflator de 11.000 é escolhido de forma tal que $0 < \frac{1}{Z} < 11.000$ para todas as ações. O segundo termo dentro do colchete da Equação 2 revela que duas ações com o mesmo número de dias sem negociação podem ser diferentes, sendo a com maior *turnover* a mais líquida. Uma vez que o número de dias com negociação no mercado em um mês varia de 15 a 23 dias, a multiplicação pelo fator $\frac{21 \times 12}{Y}$ padroniza o número de dias com negociação em 21. A variável LIQ será construída em junho de cada ano, começando em 1995 e terminando em 2008, com base em dados diários, representando o *turnover* ajustado pelo número de dias sem negociação nos últimos 252 dias.

De acordo com Liu (2006), essa medida de liquidez, dada pela Equação 2, capta múltiplas dimensões da liquidez, com particular ênfase na velocidade de negociação, que as pesquisas têm ignorado. Primeiro, o número de dias sem negociação capta a continuidade e o potencial atraso ou dificuldade em executar uma ordem, ou seja, a ausência de negociação de um título indica seu grau de iliquidez: quanto maior a frequência de ausência de negociação, menor a liquidez do título. Além da dimensão velocidade, a medida de liquidez proposta capta a dimensão quantidade, medida pelo *turnover*. Por fim, ela reflete a dimensão custo de negociação, ou seja, quanto mais líquida a ação, menores serão os custos para negociá-las.

3.4. Descrição do Modelo

Para o desenvolvimento do estudo, optou-se pelo emprego de portfólios, por essa metodologia proporcionar melhores resultados que os obtidos por meio da análise dos ativos individuais, conforme sugere Blume e Friend (1973), Fama e French (2004) e Vaihekoski (2004).

Para alcançar o objetivo proposto, a análise foi dividida em duas etapas. A primeira etapa consistiu em verificar se existe um prêmio de liquidez no mercado Brasileiro. Para isso, as ações foram agrupadas em portfólios, de acordo com as cinco medidas de liquidez utilizadas na pesquisa.

Portanto, em junho de cada ano t , começando em 1995 e terminando em 2008, todas as ações da amostra foram ordenadas de forma decrescente, de acordo com as medidas de liquidez, e divididas em cinco carteiras, indo da maior para a de menor valor, sendo a carteira *High* formada pelas ações com os maiores valores e a carteira *Low* pelas ações de menores valores das medidas tomadas como base para construção das carteiras.

De julho do ano t a junho do ano $t+1$, calculou-se o retorno mensal de cada uma das cinco carteiras, através da ponderação, pelo valor de mercado da ação em relação ao valor de mercado da carteira, dos retornos das ações que as compõem. Anualmente, as carteiras foram rebalanceadas. Para o cálculo do retorno em excesso, adotou-se o retorno mensal da Selic, como uma *proxy* para a taxa de retorno livre de risco, conforme sugere Fraletti (2004).

Se existir uma tendência nos retornos em excesso ao longo das cinco carteiras, o efeito existe. Assim, conclui-se pela existência do prêmio de liquidez, se o retorno em excesso das carteiras menos líquidas vencerem (ser maior) os retornos em excesso das carteiras mais líquidas.

A segunda etapa consistiu em averiguar se o prêmio de liquidez existe quando se ajusta o retorno ao CAPM e ao modelo de três fatores de Fama e French, ou seja, foi avaliada a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores em explicar o prêmio de liquidez. Para isso, foram rodadas regressões em series temporais em cada uma das carteiras, conforme Equações 4 e 5.

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_m - R_f) + \varepsilon_i \quad (4)$$

Onde: R_i é o retorno mensal de cada carteira; $R_m - R_f$ é o prêmio pelo risco de mercado, obtido pela diferença entre a média, ponderada pelo valor de cada ação, dos retornos mensais de todas as ações da amostra e a taxa livre de risco, adotando-se como *proxy* a taxa da Selic.

$$R_{c_{i,t}} - R_f = \alpha_i + b_i(R_{m_t} - R_{f_t}) + S(SMB_t) + H(HML_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Onde: $R_{c_{i,t}}$: retorno da carteira i no mês t ; $R_{m_t} - R_{f_t}$: prêmio pelo fator mercado no mês t ; SMB_t : prêmio pelo fator tamanho no mês t ; HML_t : prêmio pelo fator B/M no mês t ; $\varepsilon_{i,t}$: resíduo do modelo referente à carteira i no mês t .

Os fatores tamanho, mercado e índice B/M (Equação 5) foram obtidos seguindo os mesmos procedimentos de Fama e French (1993). Especificamente, foram construídas, em junho de cada ano, seis carteiras resultantes da intersecção de duas carteiras formadas com base no valor de mercado (*Small e Big*) e três carteiras com base no índice B/M (*Low, medium e High*). Assim, mensalmente, calculou-se o fator tamanho pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *small* e a média dos retornos mensais das carteiras *Big*, e o fator BM pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *High* e a média dos retornos mensais das carteiras *Low*. O fator mercado é obtido pela diferença entre a média, ponderada pelo valor de cada ação, dos retornos mensais de todas as ações da amostra e a taxa livre de risco, adotando-se como *proxy* a taxa da Selic.

4. Resultados Obtidos

A Tabela 1, Painel A, evidencia os valores médios, por carteira, das variáveis utilizadas, e o painel B o valor de mercado das carteiras, de acordo com a variável utilizada como critério para construção das carteiras. Assim, a negociabilidade média das carteiras variou de 1,591 a 0,002, o *turnover* médio de 0,157 a 0,002, a quantidade de negócios média

de 11.066,99 a 24,14, o volume negociado médio de 526.740,36 a 220,47 e o *turnover* padronizado médio de 2,69 a 167,78.

Observa-se, conforme Paineil B da Tabela 1, que o valor de mercado das carteiras formadas por ações de alta liquidez, qualquer que seja a *proxy* utilizada, são maiores que o valor de mercado das carteiras formadas por ações de baixa liquidez. Observa-se, ainda, que o valor de mercado decresce monotonicamente da carteira mais líquida (carteira 1) para a carteira menos líquida (carteira 5), sugerindo uma relação negativa entre tamanho e liquidez, bem como o valor de mercado das ações como uma possível *proxy* para liquidez.

Portanto, ações ilíquidas tendem a ser *small*, no mercado Brasileiro. Uma possível explicação para isso, é que as ações podem ser pouco negociadas porque os investidores não dão importância às ações de baixo valor de mercado e menos visível.

Tabela 1 – Valores Médios das Variáveis Utilizadas por Carteira

Variáveis/Carteiras	1	2	3	4	5
Painel A: Características					
Negociabilidade	1,591	0,205	0,043	0,010	0,002
Turnover	0,157	0,022	0,005	0,001	0,002
Quantidade de Negócios*	11.066,99	2.013,61	291,29	77,68	24,14
Volume*	526.740,36	49.849,73	6.953,57	1.362,93	220,47
Turnover Padronizado	2,69	6,52	30,99	89,67	167,78
Painel B: Valor de Mercado (R\$Milhares)					
Negociabilidade	292.536.407,06	65.221.294,10	25.769.395,03	17.830.662,78	5.405.247,84
Turnover	143.034.686,44	86.958.729,18	60.744.466,63	67.089.843,82	48.935.280,76
Quantidade de Negócios	282.271.383,46	66.983.631,63	28.000.587,87	20.839.392,01	8.668.011,86
Volume	298.907.520,31	62.054.976,53	26.188.297,81	15.110.909,05	4.501.303,13
Turnover Padronizado	209.904.827,51	125.145.563,56	44.038.476,98	19.282.490,61	8.391.648,17

*Em milhares

A Tabela 2 evidencia os retornos em excessos não ajustados ao risco das cinco carteiras, formadas com base nas *proxys* utilizadas para liquidez, bem como o desvio padrão, o teste *t* e *p* valor.

Percebe-se que os retornos aumentam quase que monotonicamente, a exceção quando se utiliza o *turnover* e o *turnover* padronizado como *proxy*, com as carteiras formadas pelas ações menos líquidas apresentando os maiores retornos e as formadas pelas ações mais líquidas os menores retornos. Observa-se que o prêmio varia de 0,83% a 2,19% ao mês, ao utilizar o *turnover* padronizado e a negociabilidade como *proxy*, sugerindo evidências do efeito liquidez no mercado Brasileiro, corroborando com os achados de Hwang e Lu (2007) e Amihud e Mendelson (1986) e contrariando os achados de Gharghori, Lee e Veeraraghavan (2007) e Liu (2006).

Das *proxys* utilizadas para mensurar a liquidez, o prêmio mostrou-se significativo ao nível de 10%, ao utilizar a negociabilidade como *proxy*, enquanto ao utilizar as variáveis *turnover* e *turnover* padronizado o prêmio não apresentou significância estatística e, ao utilizar as variáveis quantidade de negócios e volume, o prêmio apresentou significância marginal.

Observa-se, ainda, que, ao utilizar a variável *turnover* como *proxy*, o prêmio apresentou sinal contrário ao esperado, sugerindo a não existência do prêmio de liquidez. O prêmio negativo obtido ao utilizar a variável *turnover* padronizado, deve-se a forma como a

variável é construída (trata-se de uma medida de iliquidez, portanto, relação contrária às demais variáveis).

Nos trabalhos de Keene e Peterson (2007), no mercado americano, e Chan e Faff (2005), no mercado Australiano, e Vieira e Milach (2008) e Correia, Amaral e Bressan (2008), no mercado Brasileiro, a variável *turnover* também não se mostrou significativa estatisticamente. Ressalta-se que nos trabalhos de Vieira e Milach (2008) e Correia, Amaral e Bressan (2008), que trabalharam com ativos individuais, a liquidez também apresentou sinal contrário ao previsto. Assim, as evidências sugerem que o *turnover* não se constitui em uma *proxy* adequada para liquidez, no mercado Brasileiro.

Tabela 2 – Retornos Mensais das Carteiras Segundo *Proxy* Utilizada

Variáveis/Carteiras	1	2	3	4	5	5-1
Painel A: Retornos						
Negociabilidade						
Retorno Médio	0,0497	0,0485	0,0535	0,0509	0,0716	0,0219
Desvio Padrão	0,0980	0,0788	0,0751	0,0686	0,1369	0,1517
Test <i>t</i>	6,0835	7,3894	8,5496	8,8922	6,2790	1,7365
<i>p</i> Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,082
Turnover						
Retorno Médio	0,0534	0,0521	0,0507	0,0455	0,0430	-0,0104
Desvio Padrão	0,0895	0,0814	0,0911	0,0952	0,0945	0,0795
Test <i>t</i>	7,1646	7,6782	6,6851	5,7421	5,4641	-1,5706
<i>p</i> Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1163
Quantidade de Negócios						
Retorno Médio	0,0487	0,0520	0,0490	0,0522	0,0613	0,0126
Desvio Padrão	0,0995	0,0833	0,0847	0,0695	0,0727	0,0986
Test <i>t</i>	5,8713	7,4953	6,9466	9,0197	10,1168	1,5326
<i>p</i> Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1254
Volume Negociado						
Retorno Médio	0,0497	0,0478	0,0553	0,0525	0,0702	0,0205
Desvio Padrão	0,0969	0,0748	0,0737	0,0737	0,1545	0,1662
Test <i>t</i>	6,1501	7,6644	9,0080	8,5569	5,4484	1,4794
<i>p</i> Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,139
LiqLiu						
Retorno Médio	0,0603	0,0537	0,0430	0,0482	0,0519	-0,0083
Desvio Padrão	0,0837	0,0823	0,0918	0,0875	0,0965	0,1010
Test <i>t</i>	8,6348	7,8230	5,6271	6,6165	6,4599	-0,9878
<i>p</i> Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,3233

4.1. Testes de Robustez do Prêmio de Liquidez

Esta seção teve por objetivo averiguar se o prêmio de liquidez observado na Tabela 2 é restrito ao mês de janeiro (efeito janeiro) ou a algum período específico. Para isso, foram analisados os prêmios sem levar em consideração o mês de janeiro, bem como o período de análise foi dividido em dois: um de julho de 1996 a dezembro 2002 e o outro de janeiro de 2003 a junho de 2008.

O efeito janeiro é uma das anomalias mais conhecidas dos mercados de capitais. Essa anomalia foi descoberta por Keim (1983), que constatou que os retornos das ações no mês de janeiro eram surpreendentemente maiores que os retornos dos outros meses do ano. De acordo com a hipótese de eficiência de mercado, essa anomalia deveria desaparecer, assim que os

investidores tomassem conhecimento de sua existência. Contudo, intrigantemente, ela continua existindo, mesmo depois de sua descoberta.

No que diz respeito ao prêmio de liquidez, Eleswarapu e Reinganum (1993) observaram que o prêmio de liquidez era confiavelmente positivo somente no mês de janeiro, enquanto Liu (2006) e Datar, Naik e Radcliffe (1998) constataram que o referido prêmio não era restrito ao mês de janeiro.

A Tabela 3 registra os retornos das carteiras e os prêmios de liquidez ao retirar os meses de janeiro da análise. Observa-se que não houve alterações significativas nos prêmios observados em relação aos apresentados na Tabela 2. Pode-se observar, contudo, uma ligeira redução na significância das variáveis, motivada pelo aumento dos desvios padrões. Assim, pode-se concluir que o prêmio de liquidez observado neste trabalho não é limitado ao mês de janeiro, corroborando com Liu (2006) e Datar, Naik e Radcliffe (1998) e contrariando Eleswarapu e Reinganum (1993).

Tabela 3 – Retornos Mensais das Carteiras Desconsiderando o Mês de Janeiro

Variáveis/Carteiras	1	2	3	4	5	5-1
Painel A: Retornos (%)						
Negociabilidade						
Retorno Médio	0,0499	0,0466	0,0515	0,0510	0,0709	0,0209
Desvio Padrão	0,0988	0,0733	0,0738	0,0693	0,1415	0,1556
Test t	5,8048	7,3003	8,0293	8,4608	5,7513	1,5461
p Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,122
Turnover						
Retorno Médio	0,0508	0,0518	0,0500	0,0454	0,0425	-0,0083
Desvio Padrão	0,0806	0,0785	0,0919	0,0964	0,0953	0,0720
Test t	7,2440	7,5844	6,2463	5,4113	5,1239	-1,3319
p Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1829
Quantidade de Negócios						
Retorno Médio	0,0488	0,0520	0,0450	0,0507	0,0622	0,0133
Desvio Padrão	0,1003	0,0821	0,0773	0,0699	0,0743	0,0999
Test t	5,5891	7,2832	6,6783	8,3261	9,6173	1,5348
p Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1248
Volume Negociado						
Retorno Médio	0,0495	0,0470	0,0539	0,0520	0,0713	0,0218
Desvio Padrão	0,0972	0,0732	0,0736	0,0743	0,1604	0,1720
Test t	5,8527	7,3815	8,4152	8,0430	5,1101	1,4586
p Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,145
LiqLiu						
Retorno Médio	0,0574	0,0539	0,0408	0,0477	0,0517	-0,0057
Desvio Padrão	0,0754	0,0827	0,0856	0,0868	0,0969	0,0957
Test t	8,7395	7,4897	5,4691	6,3096	6,1278	-0,6847
p Value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,4935

A Tabela 4 evidencia o prêmio de liquidez em dois períodos: de julho de 1996 a dezembro de 2002 e de janeiro de 2003 a junho de 2008. Observa-se que não houve grandes alterações no prêmio de liquidez, nos períodos analisados. Assim, o prêmio de liquidez

observado na Tabela 2 não é restrito a um período específico. Os resultados observados em cada período são similares ao período total.

Tabela 4 – Retornos Mensais das Carteiras Por Período

De 1996 a 2002							De 2003 a 2008						
1	2	3	4	5	5-1		1	2	3	4	5	5-1	
Painel A: Retornos							Painel A: Retornos						
Negociabilidade							Negociabilidade						
Retorno Médio	0,04	0,04	0,05	0,04	0,08	0,03	Retorno Médio	0,06	0,05	0,06	0,06	0,07	0,01
Desvio Padrão	0,12	0,09	0,09	0,08	0,18	0,19	Desvio Padrão	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,08
Test t	3,19	4,14	4,86	4,98	3,88	1,54	Test t	7,26	7,82	8,33	8,41	7,53	0,83
p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,12	p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,41
Turnover							Turnover						
Retorno Médio	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	-0,01	Retorno Médio	0,06	0,06	0,05	0,05	0,05	-0,01
Desvio Padrão	0,10	0,09	0,11	0,12	0,11	0,09	Desvio Padrão	0,07	0,06	0,06	0,06	0,07	0,06
Test t	3,94	4,49	3,83	3,04	2,84	-0,96	Test t	7,26	7,27	7,68	7,02	6,25	-1,38
p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,34	p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,17
Quantidade de Negócios							Quantidade de Negócios						
Retorno Médio	0,04	0,05	0,04	0,04	0,06	0,02	Retorno Médio	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,01
Desvio Padrão	0,12	0,10	0,10	0,08	0,09	0,12	Desvio Padrão	0,06	0,06	0,07	0,06	0,05	0,05
Test t	3,03	4,30	3,77	5,18	5,99	1,28	Test t	7,17	7,82	7,01	8,14	10,36	0,90
p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,20	p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,37
Volume Negociado							Volume Negociado						
Retorno Médio	0,04	0,04	0,05	0,04	0,08	0,03	Retorno Médio	0,06	0,05	0,06	0,06	0,06	0,00
Desvio Padrão	0,12	0,09	0,08	0,08	0,20	0,21	Desvio Padrão	0,06	0,05	0,06	0,06	0,07	0,08
Test t	3,24	4,31	5,28	4,59	3,45	1,43	Test t	7,22	8,06	8,39	8,63	6,70	0,38
p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,15	p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,70
LiqLiu							LiqLiu						
Retorno Médio	0,05	0,05	0,04	0,05	0,04	-0,01	Retorno Médio	0,07	0,06	0,05	0,05	0,06	-0,01
Desvio Padrão	0,08	0,10	0,11	0,11	0,12	0,11	Desvio Padrão	0,09	0,06	0,06	0,06	0,07	0,09
Test t	6,00	4,35	2,98	3,75	3,38	-0,77	Test t	6,17	8,59	6,32	7,08	7,35	-0,61
p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,44	p Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,54

4.2. Desempenho do CAPM e do Modelo de Três fatores na Explicação do Efeito Liquidez

Esta seção teve por objetivo analisar a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores na explicação do efeito liquidez observado na Tabela 2. Para isso, foram rodadas regressões em séries temporais em cada uma das cinco carteiras, construídas de acordo com a negociabilidade, a quantidade de negócios e o volume negociado, *proxys* nas quais o efeito liquidez mostrou-se consistente (Tabela 2).

Se os interceptos forem significativos estatisticamente, bem como se existir uma tendência positiva ou negativa nos interceptos ao longo das carteiras e se a diferença entre os

interceptos das carteiras situadas nos extremos (prêmio) for significativa, o efeito liquidez existe e os modelos falham na sua explicação. Uma comparação da magnitude dos interceptos entre os modelos permite identificar qual modelo apresenta melhor desempenho na explicação dos retornos e, conseqüentemente, do efeito liquidez. Quanto menor o intercepto, melhor o modelo. Adicionalmente, o coeficiente de determinação ajustado também foi utilizado na comparação dos modelos.

As Tabelas 5, 6 e 7 evidenciam os retornos ajustados ao risco, bem como os prêmios de risco, de acordo com a *proxy* utilizada. Observa-se a mesma tendência da Tabela 2, quando os retornos são ajustados ao risco tanto via CAPM, quanto três fatores. Observa-se um prêmio mensal de 2,78%, 1,77% e 2,56%, ajustado pelo CAPM, e 2,77%, 1,24% e 3,04%, ajustado pelo modelo de três fatores, utilizando a negociabilidade, a quantidade de negócios e o volume negociado como *proxy* para liquidez, respectivamente. Percebe-se um prêmio mais pronunciado que o retorno não ajustado ao risco.

Nota-se que tanto o CAPM, quanto o modelo de três fatores, falham na explicação da anomalia liquidez, uma vez que todos os interceptos e os prêmios mostraram-se significativos, independente da *proxy* utilizada. Adicionalmente, percebe-se que as carteiras formadas pelas ações menos líquidas possuem retornos maiores que os das carteiras formadas pelas ações mais líquidas, contudo, apresentam menor risco, medido pelo coeficiente beta, sugerindo uma relação negativa entre risco e retorno, contrário ao previsto na teoria, ratificando, portanto, a inadequação dos modelos na explicação dos retornos. A relação negativa entre risco e retorno pode ser observada na diferença entre os betas da carteira menos líquida (5) e a carteira mais líquida (1). Percebe-se que a diferença foi negativa e significativa, qualquer que seja a *proxy* utilizada. Portanto, há evidências de que o beta sozinho não é uma boa medida de risco, tendo em vista que ele não capta o risco de liquidez ao qual um título está exposto.

Existem evidências, ainda, que tanto o CAPM, quanto o modelo de três fatores não são adequados na explicação dos retornos das carteiras menos líquidas, ao utilizar a negociabilidade e o volume negociado como *proxy* (Tabelas 5 e 7), conforme teste *F*, que não se mostrou significativo.

Contudo, o modelo de três fatores apresenta melhor desempenho na explicação dos retornos que o CAPM, uma vez que, ao acrescentar o fator tamanho e o fator BM, o coeficiente de determinação ajustado aumenta em todas as carteiras.

Tabela 5 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pela Negociabilidade

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
<i>a</i>	0,0412	0,0407	0,0456	0,0435	0,0690	0,0278
p valor (a)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0307
<i>b</i>	0,2743	0,2524	0,2559	0,2380	0,0843	-0,1900
p valor (b)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,2309	0,0216
<i>R²ajust</i>	0,1769	0,2339	0,2654	0,2754	-	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,2624	-
DW	2,4879**	2,3841**	2,0578	1,9928	-	-
<i>JB***</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,2060	-	-
White	0,0000	0,0402	0,5271	0,0229	-	-
<i>Schwarz</i>	-1,9311	-2,4482	-2,5854	-2,7799	-	-
Akaike	-1,9811	-2,4840	-2,6266	-2,8211	-	-
3 Fatores						
<i>a</i>	0,0464	0,0436	0,0493	0,0473	0,0742	0,0277
p valor (a)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0358
<i>b</i>	0,2394	0,2361	0,2499	0,2349	0,0801	-0,1593
p valor (b)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,3025	0,0396
<i>s</i>	-0,9170	-0,4088	-0,0227	0,0750	0,1047	1,0217
p valor (s)	0,0000	0,0055	0,8552	0,4707	0,5066	0,0000
<i>h</i>	0,1625	0,0897	0,1240	0,1269	0,1742	0,0118
p valor (h)	0,3030	0,5466	0,2751	0,1422	0,3373	0,9498
<i>R²ajust</i>	0,4793	0,3233	0,2673	0,2798	-	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,5268	-
DW	1,9235	1,9906	2,0368	2,0141	-	-
<i>JB***</i>	0,0000	0,0000	0,0012	0,1193	-	-
White	0,0000*	0,0000*	0,0004*	0,0785*	-	-
<i>Schwarz</i>	-2,3428	-2,5174	-2,5332	-2,7311	-	-
Akaike	-2,4253	-2,5999	-2,6157	-2,8136	-	-

* erros padrões estimados com correção para heterocedasticidade de White, uma vez que a hipótese nula de variâncias homocedásticas foi rejeitada, ao nível de 5%.

**apresentaram autocorrelação negativa nos resíduos, não se podendo rejeitar a hipótese de autocorrelação. Dessa forma, os erros padrões dos coeficientes foram ajustados, usando os erros padrões de Newey-West com 4 lags.

***De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 144 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (BROOKS, 2002). Mesmo assim, os coeficientes das carteiras cuja hipótese de normalidade foi rejeitada foram estimados com correção de White, mesmo quando a hipótese nula de variâncias homocedásticas não foi rejeitada, com o objetivo de aumentar o erro padrão, diminuindo a estatística *t*, tornando sua estimativa mais robusta.

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso dos testes FIV (*variance inflation factor*) e tolerância (*tolerance*). Obteve-se um FIV de 0,974 e 0,961 e tolerance de 1,027 e 1,041, para as variáveis mercado e tamanho, do modelo de três fatores, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

Tabela 6 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pela Quantidade de Negócios

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
<i>a</i>	0,0403	0,0436	0,0405	0,0453	0,0581	0,0177
p valor (a)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0175
<i>b</i>	0,2711	0,2717	0,2769	0,2235	0,1048	-0,1663
p valor (b)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0192	0,0084
<i>R²ajust</i>	0,1672	0,2428	0,2440	0,2359	0,0418	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0080	-
<i>DW</i>	2,4743**	2,4277**	2,2398	1,8511	1,8817	-
<i>JB***</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,7304	0,0000	-
<i>White</i>	0,0000*	0,0056*	0,5092	0,0773*	0,5745	-
<i>Schwarz</i>	-1,8974	-2,3487	-2,3169	-2,7016	-2,3855	-
<i>Akaike</i>	-1,9386	-2,3899	-2,3582	-2,7429	-2,4268	-
3 Fatores						
<i>a</i>	0,0465	0,0462	0,0426	0,0498	0,0589	0,0124
p valor (a)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0812
<i>b</i>	0,2344	0,2535	0,2682	0,2185	0,1059	-0,1285
p valor (b)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0195	0,0023
<i>s</i>	-0,9309	-0,4853	-0,1904	0,0420	0,0797	1,0106
p valor (s)	0,0000	0,0033	0,2230	0,6729	0,5083	0,0000
<i>h</i>	0,1952	0,0797	0,0687	0,1502	0,0309	-0,1643
p valor (h)	0,2166	0,5885	0,6637	0,0756	0,7682	0,1056
<i>R²ajust</i>	0,4784	0,3524	0,2549	0,2435	0,0319	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0568	-
<i>DW</i>	1,9227	2,0017	2,0871	1,8829	1,9200	-
<i>JB***</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,7944	0,0000	-
<i>White</i>	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0278*	0,9481	-
<i>Schwarz</i>	-2,3104	-2,4502	-2,2766	-2,6658	-2,3204	-
<i>Akaike</i>	-2,3929	-2,5327	-2,3591	-2,8393	-2,4029	-

* erros padrões estimados com correção para heterocedasticidade de White, uma vez que a hipótese nula de variâncias homocedásticas foi rejeitada, ao nível de 5%.

**apresentaram autocorrelação negativa nos resíduos, não se podendo rejeitar a hipótese de autocorrelação. Dessa forma, os erros padrões dos coeficientes foram ajustados, usando os erros padrões de Newey-West com 4 lags.

***De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 144 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (BROOKS, 2002). Mesmo assim, os coeficientes das carteiras cuja hipótese de normalidade foi rejeitada foram estimados com correção de White, mesmo quando a hipótese nula de variâncias homocedásticas não foi rejeitada, com o objetivo de aumentar o erro padrão, diminuindo a estatística *t*, tornando sua estimativa mais robusta.

Tabela 7 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pelo Volume Negociado

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
<i>a</i>	0,0411	0,0401	0,0478	0,0458	0,0667	0,0256
p valor (a)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0710
<i>b</i>	0,2766	0,2491	0,2432	0,2193	0,1117	-0,1649
p valor (b)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1385	0,0698
<i>R²ajust</i>	0,1843	0,2534	0,2489	0,2009	-	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1877	-
DW	2,5195**	2,3300**	1,9578	2,0466	-	-
JB***	0,0000	0,0000	0,0000	0,3664	-	-
White	0,0000*	0,0273*	0,2957	0,0968*	-	-
Schwarz	-1,9713	-2,5777	-2,6024	-2,5402	-	-
Akaike	-2,0125	-2,6189	-2,6436	-2,5814	-	-
3 Fatores						
<i>a</i>	0,0458	0,0440	0,0526	0,0492	0,0762	0,0304
p valor (a)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0392
<i>b</i>	0,2424	0,2346	0,2365	0,2134	0,1028	-0,1396
p valor (b)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,2354	0,1050
<i>s</i>	-0,9217	-0,2980	0,0075	-0,0315	0,1507	1,0723
p valor (s)	0,0000	0,0242	0,9530	0,7565	0,3728	0,0000
<i>h</i>	0,1435	0,1283	0,1630	0,1162	0,3210	0,1775
p valor (h)	0,3534	0,3035	0,1559	0,1910	0,1155	0,3957
<i>R²ajust</i>	0,4913	0,3163	0,2582	0,2016	-	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,2393	-
DW	1,9345	1,9920	1,9629	2,0032	-	-
JB***	0,0000	0,0170	0,0000	0,4431	-	-
White	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,1086	-	-
Schwarz	-2,3886	-2,6109	-2,5600	-2,4861	-	-
Akaike	-2,4711	-2,6934	-2,6425	2,5686	-	-

* erros padrões estimados com correção para heterocedasticidade de White, uma vez que a hipótese nula de variâncias homocedásticas foi rejeitada, ao nível de 5%.

**apresentaram autocorrelação negativa nos resíduos, não se podendo rejeitar a hipótese de autocorrelação. Dessa forma, os erros padrões dos coeficientes foram ajustados, usando os erros padrões de Newey-West com 4 lags.

***De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 144 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (BROOKS, 2002). Mesmo assim, os coeficientes das carteiras cuja hipótese de normalidade foi rejeitada foram estimados com correção de White, mesmo quando a hipótese nula de variâncias homocedásticas não foi rejeitada, com o objetivo de aumentar o erro padrão, diminuindo a estatística *t*, tornando sua estimativa mais robusta.

5. Conclusão

A teoria de precificação de ativos sugere que o retorno esperado de um ativo seja crescente com seu nível de risco, porque investidores avessos ao risco requerem uma

compensação para aceitar mais risco. Uma vez que os investidores também são avessos ao custo de iliquidez e querem ser recompensados para enfrentá-lo, o retorno esperado de um ativo é função crescente da iliquidez. Dessa forma, este artigo teve por objetivo analisar se existe o efeito liquidez no mercado acionário Brasileiro. Além de analisar o efeito liquidez, esse artigo avaliou a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) em explicá-lo.

De acordo com os resultados obtidos, pode-se concluir que existe um prêmio de liquidez no mercado Brasileiro, independente da *proxy* utilizada. O referido prêmio variou de 0,83% a 2,19%, não ajustado ao risco, e de 1,77% a 2,78%, ajustado ao risco conforme CAPM, e de 1,24% a 3,04%, ajustado ao risco conforme modelo de três fatores, respectivamente. Observou-se, ainda, que o prêmio de liquidez não foi restrito ao mês de janeiro e não houve grandes alterações, ao utilizar períodos distintos na análise. Diante dessas evidências, a hipótese do presente artigo, de que existe um prêmio de liquidez no mercado brasileiro, não pode ser rejeitada. Ademais, constatou-se que tanto CAPM, quanto o modelo de três fatores, fallham na explicação do efeito liquidez.

Os resultados obtidos neste trabalho podem fomentar o estabelecimento de políticas corporativas que suavizem os custos de liquidez, isto é, que melhorem a liquidez dos títulos negociados, reduzindo, por consequência, o custo de capital. Dessa forma, uma empresa pode aumentar seu valor de mercado, melhorando a liquidez dos seus títulos e ações, uma vez que quanto menor o custo de capital, maior o valor da empresa.

Ressalta-se que a presente pesquisa restringiu-se às empresas constituídas sob a forma de sociedade anônima, de capital aberto, com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa, no período de 1º de junho de 1995 a 30 de junho de 2008. Dessa forma, as conclusões obtidas ficam restritas à amostra utilizada.

Referências

- AMIHUD, Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. **Journal of Financial Markets**, v. 5, n. 1, p.31-56, 2002.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v.17, n.2, p. 223-249, 1986
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Liquidity and asset price: financial management implications. **Financial Management**, v.17, n.1, p. 5-15, 1988.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Stock and bond liquidity and its effect on prices and financial policies. **Financial Market Portfolio Management**, v. 20, p. 19-32, 2006.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H.. Liquidity, assets prices and financial policy. **Financial Analysts Journal**, v.47, n.6, p. 56-66, 1991.
- BLUME, M. E.; FRIEND, I. A new look at the capital asset pricing model. **Journal of Finance**, v.28, p. 19-33, 1973.
- BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. Liquidez e avaliação de ativos financeiros: evidências empíricas na bovespa (1988-1996). In: Encontro Anual da Associação Nacional do Programas de Pós-Graduação em Administração, 22, 1998. **Anais...** Foz do Iguaçu, 1998.
- CHAN, H. W.; FAFF, R. W. Asset pricing and the illiquidity premium. **The Financial Review**, v. 40, p. 429-458, 2005.
- CHAN, H. W.; FAFF, R. W. An investigation into the role of liquidity in asset pricing: Australian evidence. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 11, p. 555-572, 2003.
- CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM A., ANSHUMAN V. R.. Trading activity and expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, v.59, n.1, p. 3-32, 2001.
- CORREIA, L. F.; AMARAL, H. F.; BRESSAN, A. 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**, v. 5, n. 2, p.111-118, 2008.

- DATAR, V. T.; NAIK, N. Y.; RADCLIFFE, R. Liquidity and stock returns: an alternative test. **Journal of Financial Markets**, v.1, n.2, p. 203-219, 1998.
- ELESWARAPU; V, R.; REINGANUM, M. R. The seasonal behavior of the liquidity risk premium in asset pricing. **Journal of Financial Economics**, v. 34, p. 373-386, 1993.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v.33, n.1, p. 3-56, 1993.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The capital asset pricing model: theory and evidence. **Journal of Economic Perspectives**. V.18, n.3, p. 25-46, 2004.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v.47, n.2, p. 427-465, 1992.
- FRALETTI, P. B.. **Ensaio sobre taxa de juros em reais e sua aplicação na análise financeira**, 2004, 160f. Tese (Doutorado em Administração) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.
- HWANG, S.; LU, C. Too many factors! Do we need them all?, **Working Paper**, Cass Business School, 2007. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=972022>.
- JACOBY, G.; FOWLER, D. J.; GOTTESMAN, A. A. The capital asset pricing model and the liquidity effect: a theoretical approach. **Journal of Financial Markets**, v. 3, n.1, p. 69-81, 2000.
- JUN, S.; MARATHE, A.; SHAWKY H. A. Liquidity and stock returns in emerging markets. **Emerging Markets Review**, v.4, n.1, p. 1-24, 2003.
- KEENE, M. A.; PETERSON, D. R. The importance of liquidity as a factor in asset pricing. **The Journal of Financial Research**, v.30, n.1, p. 91-109, 2007.
- KEIM, D. B. Size-related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence. **Journal of Financial Economics**, v.12, p. 13-32, 1983.
- LIU, W. A liquidity-augmented capital asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v.82, p.631-671, 2006.
- LO, A.; MACKINLAY. Data snooping biases in tests of financial asset pricing models. **Review of Financial Studies**, v. 3, p. 431-467, 1990.
- MARSHALL, B. R.; YPUNG, M. Liquidity and stock returns in pure order-driven markets: evidence from Australian stock market. **International Review of Financial Analysis**, v.12, n.2, p. 173-188, 2003.
- MARTINS, G. **Manual para elaboração de monografias e dissertações**. 3 ed. São Paulo: Atlas, 2002.
- NGUYEN, D.; PRAKASH, S. M.; GHOSH, D. K. Liquidity and asset pricing under three-moment CAPM paradigm. **The Journal of Financial Research**, v.30, n.3, p. 397-398, 2007.
- PASTOR, L.; STAMBAUGH, R. F. Liquidity risk and expected returns. **The Journal of Political Economy**, v. 111, n. 3, p.642-685, 2003.
- VAIHEKOSKI, M. Portfolio construction for tests of asset pricing models. **Financial Markets, Institutions & Instruments**, v.13, n.1, p. 1-39, 2004.
- 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 – BASE**, v. 5, n. 1, p.5-16, 2008.
- XAVIER, C. N. **A precificação da liquidez no mercado brasileiro de ações**, 2007, 55f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia do IBMEC, São Paulo, 2007.