



This work is licensed under a Creative Commons Attribution 3.0 License.

Este trabalho está licenciado sob uma Creative Commons Attribution 3.0 License.

Fonte: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbfin/article/view/2862>. Acesso em: 4 nov. 2013.

# Modelos de Precificação de Ativos e o Efeito Liquidez: Evidências Empíricas no Mercado Acionário Brasileiro

(Asset Pricing Model and the Liquidity Effect: Empirical Evidence in the Brazilian Stock Market)

Márcio André Veras Machado\*

Otávio Ribeiro De Medeiros\*\*

## Resumo

Este artigo teve por objetivo analisar se existe o prêmio de liquidez no mercado acionário brasileiro. Adicionalmente, buscou-se averiguar se a liquidez é precificada e se o retorno das ações era explicado não apenas pelo fator de risco sistemático, conforme propõe o CAPM, pelos três fatores de Fama & French (1993) e pelo fator momento de Carhart (1997), mas também pela liquidez, conforme sugerido por Amihud & Mendelson (1986). Para isso, foram usadas cinco medidas de liquidez e optou-se pelo emprego de portfólios. Dentre os modelos de precificação de ativos analisados, o CAPM mostrou-se o menos adequado na explicação dos retornos. Verificou-se que a inclusão dos fatores tamanho e BM no CAPM, do fator momento no modelo de três fatores, e da liquidez no modelo de quatro fatores melhorou o poder explicativo das carteiras, evidenciando uma superioridade do modelo de cinco fatores em relação aos demais modelos de precificação de ativos.

**Palavras-chave:** modelos de precificação de ativos; efeito tamanho; efeito *book-to-market*; efeito momento; efeito liquidez.

**Códigos JEL:** G11; G12.

## Abstract

This paper aims to analyze whether a liquidity premium exists in the Brazilian stock market. As a second goal, we include liquidity as an extra risk factor in asset pricing models and test whether this factor is priced and whether stock returns were explained not only by systematic risk, as proposed by CAPM, by Fama and French's (1993) three-factor model and by Carhart's (1997) momentum-factor model, but also by liquidity, as suggested by Amihud and Mendelson (1986). To achieve this, we used stock portfolios and five measures of liquidity. Among the asset pricing models tested, CAPM was the least capable of explaining returns. We found that the inclusion of size and book-to-market factors in CAPM, a momentum factor in the three-factor model and a liquidity factor in the four-factor model improve the explanatory power of portfolio returns. In addition, we found that the five-factor model is marginally superior to the other asset pricing models tested.

Submetido em agosto de 2010. Aceito em abril de 2011. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelos editores. Editores responsáveis: Newton Costa Jr. e Ricardo P. C. Leal.

\*Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, PB, Brasil. E-mail: mavmachado@hotmail.com

\*\*Universidade de Brasília, Brasília, DF, Brasil. E-mail: otavio@unb.br

**Keywords:** assets pricing models; size effect; book-to-market effect; momentum effect; liquidity effect.

## 1. Introdução

De forma independente, Sharpe, Lintner e Mossin desenvolveram um dos modelos de precificação de ativos mais importantes e debatidos até os dias de hoje: o *Capital Asset Pricing Model* – CAPM (Elton *et al.*, 2004). Sob hipóteses simplificadoras, o CAPM estabelece que o retorno esperado para qualquer ativo é função linear de três variáveis: o beta (que mede a sensibilidade do ativo em relação à carteira de mercado), a taxa de retorno do ativo livre de risco e o retorno esperado para a carteira de mercado. Trata-se, portanto, de um modelo de fator único, o beta, que explicaria as diferenças nos retornos dos ativos.

Na busca por fatores que pudessem melhorar o poder explicativo do CAPM, bem como capturar anomalias na precificação de ativos, Fama & French (1993) desenvolveram o modelo de três fatores, representados pelo mercado, conforme o CAPM, o tamanho da empresa, definido pelo valor de mercado do Patrimônio Líquido e o índice *book-to-market* (BM), definido pela relação entre os valores contábil e de mercado do Patrimônio Líquido.

Posteriormente, Jegadeesh & Titman (1993, 2001) e Fama & French (1996) demonstraram que estratégias de momento (*momentum*) tendem a produzir retornos anormais positivos durante o ano subsequente. Identificado o fator momento e a incapacidade do modelo de três fatores e do CAPM em explicá-lo (Fama & French, 2004), Carhart (1997) o adicionou ao modelo de três fatores de Fama & French (1993), ficando conhecido como modelo de quatro fatores, o qual produziu evidências empíricas superiores ao modelo de três fatores.

Recentemente, Keene & Peterson (2007) analisaram a importância da liquidez como fator de risco nos modelos de precificação dos ativos, adicionando-a ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997), concluindo que ela é precificada e explicativa de parte das variações nos retornos das ações, melhorando o poder explanatório do modelo.

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.

Assim, em equilíbrio, os retornos esperados são função crescente do risco e da iliquidez. 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, no presente artigo, foram testadas as seguintes hipóteses: H1: Existe o efeito liquidez no mercado brasileiro; H2: A liquidez é precificada e explica parte das variações dos retornos das ações no mercado brasileiro.

Dessa forma, este artigo tem por objetivo geral averiguar se a liquidez é precificada e se explica parcialmente as variações dos retornos das ações no mercado brasileiro. Para atingi-lo, foram feitos os seguintes desdobramentos: inquirir se existe o efeito liquidez no mercado acionário brasileiro; investigar se a liquidez deve ser adicionada ao modelo de precificação de ativos como variável preditora do retorno acionário, após controlar o efeito dos três fatores de Fama & French (1993) e o fator momento de Carhart (1997); comparar o desempenho dos modelos CAPM, três, quatro e cinco fatores entre si.

Portanto, a principal contribuição deste artigo, em relação aos que o antecederam na literatura nacional, principalmente em relação ao trabalho de Correia *et al.* (2008), é analisar a liquidez como um fator de risco nos modelos de precificação de ativos, levando em consideração sua interação com outras variáveis que são importantes na explicação da variação dos retornos, bem como averiguando o impacto da sua inclusão, comparativamente aos modelos de três e quatro fatores já testados no Brasil. O objetivo é verificar se a inclusão da liquidez no modelo de quatro fatores altera o efeito dos outros fatores de risco (tamanho, BM, momento), o intercepto estimado, bem como se há melhora no poder explicativo do modelo, ou seja, se o modelo de cinco fatores apresenta melhor desempenho na explicação dos retornos que os outros modelos já testados.

## 2. Liquidez e Retorno Acionário: Evidências Empíricas

Existe um grande número de pesquisas cujos resultados suportam a premissa de que a liquidez afeta o retorno acionário. Amihud & Mendelson (1986) foram dois 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 essa relação. O Quadro 1 sintetiza os principais trabalhos consultados, contendo o mercado analisado, as *proxies* de liquidez utilizadas, o período de análise, o método econômico adotado e a relação encontrada.

**Tabela 1**

Resumo dos principais trabalhos que analisaram a relação liquidez x retorno acionário

Investigações Empíricas	País	Proxy	Período	Método Econométrico	Sinal
Amihud & Mendelson (1986)	EUA	<i>Bid-ask-spread</i>	1960 a 1979	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	(-)1
Amihud & Medelson (1989)	EUA	<i>Bid-ask-spread</i>	1961 a 1980	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Generalizados (MQG)	(-)1
Datar <i>et al.</i> (1998)	EUA	<i>Turnover</i>	1963 a 1991	Mínimos Quadrados Ponderados (MQP)	(-)
Chordia <i>et al.</i> (2001)	EUA	1º e 2º momento do valor negociado e <i>Turnover</i>	1966 a 2005	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Fama & French (1993)	(-)
Amihud (2002)	EUA	Razão entre o retorno absoluto diário e o volume negociado	1964 a 1997	Fama & French (1993)	(+)
Jun <i>et al.</i> (2003)	27 países emergentes	<i>Turnover</i> , Volatilidade e Volume	1992 a 1999	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	(+)
Marshall & Ypung (2003)	Austrália	<i>Bid-ask-spread</i> , <i>turnover</i> e <i>spread</i> amortizado	1994 a 1998	Seemingly Unrelated Regressions (SUR)	(-)2
Chan & Faff (2003)	Austrália	<i>Turnover</i>	1989 a 1999	Mínimos Quadrados Ponderados (MQP)	(-)
Chan & Faff (2005)	Austrália	<i>Turnover</i>	1990 a 1998	Métodos dos Momentos Generalizados (GMM)	(+)4
Liu (2006)	EUA	Multidimensional	1960 a 2003	Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	(+)4
Kcene & Peterson (2007)	EUA	Volume, <i>turnover</i> e seus desvios-padrão; CV do volume e <i>turnover</i>	1963 a 2002	Regressão em série de tempo	(+)3,4
Nguyen <i>et al.</i> (2007)	EUA	<i>Turnover</i>	1963 a 2004	Mínimos quadrados em 2 estágios	(-)
Vieira & Milach (2008)	BRA	Volume, Quantidade de títulos, quantidade de negócios, <i>turnover</i> , <i>spread</i> e a Razão entre o retorno absoluto mensal e o volume negociado	1995 a 2005	Fama & French (1993)	(+)
Correia <i>et al.</i> (2008)	BRA	Volume, quantidade de negócios e <i>turnover</i>	1995 a 2004	Seemingly Unrelated Regressions (SUR)	(+)

1: Foi analisada a relação entre retorno e liquidez.

2: Quanto ao *spread* amortizado, não encontraram uma relação significativa estatisticamente.

3: O objetivo foi saber se a liquidez era precificada e explicava parte das variações nos retornos ao incluí-la nos modelos de precificação de ativos. O resultado foi positivo.

4: Analisou a liquidez no contexto das carteiras, examinando a relação entre o fator liquidez e o retorno das carteiras.

Datar *et al.* (1998) propuseram um teste alternativo ao trabalho de Amihud & Mendelson (1986), examinando, por meio dos mínimos quadrados ponderados, se o retorno das ações de uma amostra de empresas não-financeiras listadas na Bolsa

de Valores de Nova York, era negativamente relacionado com a liquidez. Eles encontraram uma relação negativa e estatisticamente significativa entre o retorno das ações e a liquidez, medida pelo turnover, mesmo depois de controlar para efeito tamanho, índice B/M, beta e o efeito mês de janeiro.

Keene & Peterson (2007) examinaram o papel da liquidez na precificação de ativos, usando regressão em série de tempo. A importância da liquidez é examinada isolada e combinada com outros fatores, como mercado, tamanho, índice B/M e momento. No total, foram analisadas 54 carteiras, ordenadas por liquidez, tamanho, índice B/M e momento. Como resultados principais, tem-se que a liquidez é precificada e explica parte das variações nos retornos das ações. Os outros fatores permanecem importantes, no entanto, a presença da liquidez no modelo altera seus efeitos. Muitos dos interceptos estimados mostram-se significativos, sugerindo que outras variáveis permanecem omitidas no modelo.

No Brasil, os principais trabalhos encontrados, analisando a relação entre retorno e liquidez foram o de Vieira & Milach (2008) e Correia *et al.* (2008). Vieira & Milach (2008) analisaram o comportamento da liquidez no mercado acionário brasileiro, no período de 1995 a 2005, por meio de regressão linear múltipla, segundo a metodologia de Fama & French (1993). A maioria dos coeficientes das variáveis de liquidez não foi significativa. Somente as variáveis relacionadas à iliquidez e spread foram significativas. Correia *et al.* (2008) analisaram, por meio de regressão linear múltipla, a relação entre retorno das ações negociadas na Bovespa e a liquidez, no período de 1995 a 2004. Os resultados evidenciaram a existência de uma relação linear e positiva entre retorno e liquidez das ações, não apresentando, portanto, um prêmio de liquidez, qualquer que fosse a medida utilizada.

Portanto, percebe-se, pelos resultados de Vieira & Milach (2008) e Correia *et al.* (2008), a necessidade de uma melhor investigação do efeito liquidez no Brasil, tendo em vista que os resultados encontrados vão de encontro às evidências internacionais e não tratam a liquidez como um fator de risco, além de terem trabalhado com ativos individuais, deixando os resultados suscetíveis a vieses (Fama & French, 2004, Vaihekoski, 2004). Adicionalmente, ambos trabalhos falham por não levar em consideração a interação entre a liquidez e outras variáveis que são importantes na explicação da variação dos retornos, como índice *book-to-market* e momento. Assim, inspirado no trabalho de Keene & Peterson (2007), este artigo visa contribuir com a literatura, examinando o papel da liquidez na precificação de ativos, tratando-a como um fator de risco nos modelos de precificação de ativos e averiguando o impacto da sua inclusão, comparativamente aos modelos de três e quatro fatores já testados no Brasil, nos modelos de precificação de ativos.

### 3. Proceder Metodológico

#### 3.1 População e amostra

A população analisada consistiu de todas as empresas com ações listadas na BOVESPA entre 1º de junho de 1995 e 30 de junho de 2008. Utilizou-se esse

período de tempo devido à maior estabilidade macroeconômica, pós Plano Real. Foram excluídas da população as empresas: financeiras, pois, segundo Fama & French (1992), seu alto grau de endividamento influencia o índice 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, sendo 12 meses anteriores à data de formação das carteiras e 12 meses posteriores, tendo em vista que os 12 meses anteriores foram utilizados para o cálculo do fator momento e os 12 meses posteriores para o cálculo do retorno das ações, que serviram de base para a obtenção dos prêmios dos fatores de risco e dos retornos das carteiras; que não possuíam valor de mercado em 31 de dezembro e em 30 de junho de cada ano, com tolerância de 20 dias; que não apresentaram Patrimônio Líquido positivo em 31 de dezembro de cada ano.

Para as empresas que possuíam ações de classe ON e PN, adotou-se o mesmo procedimento de Málaga & Securato (2004), qual seja: calculou-se o valor de mercado pelo somatório das duas classes de ações, ON e PN, apenas quando ambas estavam presentes na amostra. Caso contrário, considerou-se apenas o valor de mercado da classe do papel constante na amostra.

Com base nesses critérios, chegou-se a uma amostra 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). Adicionalmente, o número de ações nas carteiras variou, em média, de um mínimo de cinco a um máximo de oito ações. Observou-se, ainda, um número mínimo de quatro ações e um máximo de 10 ações, por carteira, em todo período analisado (13 anos), ou seja, nenhuma carteira foi formada com menos de quatro ações, conforme recomendado por Vaihekoski (2004). Todos os dados necessários para realização desta pesquisa foram extraídos do banco de dados da Economatica.

### 3.2 Formação das carteiras

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

Para construção das carteiras, fez-se uso dos mesmos procedimentos utilizados por Fama & French (1993), quais sejam:

- Em junho de cada ano  $t$ , começando em 1995 e terminando em 2008, todas as ações da amostra foram ordenadas de forma crescente, de acordo com o valor de mercado de junho das empresas que representam. A mediana foi utilizada para dividir a amostra em dois grupos, classificados como S (*Small*) e B (*Big*), ou seja, empresas de baixo e alto valor de mercado, respectivamente;
- Nesse mesmo mês, todas as ações foram reordenadas de forma crescente, de acordo com o índice BM das empresas que representam. Esse índice

foi calculado com valores contábeis e de mercado do patrimônio líquido referentes à dezembro do ano anterior ao de formação das carteiras. Em seguida, essas ações foram divididas em três grupos: 30% inferior (*Low*), 40% médio (*Medium*) e 30% superior (*High*), contendo as empresas com os menores índices BM, índices BM intermediários e os maiores índices BM, respectivamente;

- Ainda em junho de cada ano  $t$ , todas as ações foram reordenadas de forma crescente, de acordo com o retorno acumulado no período de 11 meses, começando em julho do ano anterior e terminando em maio do ano corrente, com o objetivo de se considerar a estratégia de momento de um ano de Jegadeesh & Titman (1993) e Carhart (1997). Desconsiderou-se o retorno do último mês, para evitar o fenômeno conhecido como *bid-ask bounce*. Na sequência, a amostra foi segregada pelo valor mediano em dois grupos: perdedoras (*losers*) e vencedoras (*winners*), contendo as empresas de piores e melhores retornos históricos acumulados, respectivamente;
- Para construção do último fator, nesse mesmo mês, todas as ações foram reordenadas de forma crescente, de acordo com sua liquidez, tomando como base a liquidez média do ano anterior ao de formação da carteira. Em seguida, a amostra foi segregada pelo valor mediano em dois grupos, conforme explicado anteriormente: inferior (*Low*) e superior (*High*), contendo as empresas com menores e maiores liquidez, respectivamente;
- Por fim, em junho de cada ano  $t$ , após as quatro ordenações anteriores, foram construídas 24 carteiras, decorrentes da intersecção dos diversos grupos. De julho do ano  $t$  a junho do ano  $t + 1$ , calculou-se o retorno mensal de cada ação, na forma logarítmica, e de cada uma das 24 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 reformuladas. As carteiras foram rebalanceadas ao final de junho de cada ano, de modo a garantir que os dados constantes das demonstrações financeiras relativas ao ano civil anterior já tivessem sido oficialmente divulgados, evitando o viés conhecido como *look-ahead bias*;
- Mensalmente, calculou-se o prêmio do fator de risco tamanho (*SIZE*), pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *Small* e a média dos retornos mensais das carteiras *Big*; o prêmio pelo fator de risco BM, pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *High* e a média dos retornos mensais das carteiras *Low*; o prêmio do fator de risco momento (*MOM*), pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *Winners* e a média dos retornos mensais das *Losers*; o prêmio do fator de risco liquidez (*LIQ*), através da diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *Low* e a média dos retornos mensais das carteiras *High*. Finalmente, todo mês, calculou-se o prêmio pelo fator de risco mercado.



Para isso, calculou-se a diferença entre a média, ponderada pelo valor de mercado de cada ação, dos retornos mensais de todas as ações da amostra e a taxa livre de risco. Como *proxy* para a taxa de retorno livre de risco, utilizou-se o retorno mensal da Selic, conforme sugere Fraletti (2004).

### 3.3 Mensuração da liquidez

Segundo Pastor & 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, Amihud, 2002).

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 todas 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 e empírico.

A primeira foi o índice **Turnover**, obtido pela divisão do número de ações negociadas pelo número de ações emitidas. A segunda foi o **Volume Negociado**, representado pelo volume, em reais, negociado mensalmente para a ação. A terceira foi a **Quantidade de Negócios**, consistindo na quantidade de negócios realizados mensalmente com a ação. A quarta medida utilizada foi a Negociabilidade, que mensura a participação relativa da ação em negócios conduzidos na Bovespa, obtida conforme Equação 1.

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

onde  $p$  = número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação no período;  $P$  = número total de dias do período;  $n$  = número de negócios com a ação no período;  $N$  = número de negócios com todas as ações no período;  $v$  = volume em dinheiro de negociações com a ação no período;  $V$  = volume em dinheiro de negociações com todas as ações no período.

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.

### 3.4 Descrição do modelo

O modelo utilizado nesta pesquisa teve como base o trabalho de Keene & Peterson (2007). Para analisar se a liquidez explica parte das variações dos retornos das ações, foram utilizadas regressões múltiplas em série de tempo, tendo como variável dependente os retornos mensais das 24 carteiras, menos a taxa livre de risco, e como variáveis independentes os três fatores de Fama e French (Mercado, Tamanho e índice BM), o fator momento e a liquidez, conforme Equação 3:

$$RP_i - Rf_i = a + b(R_m - R_f)_i + s(Tamanho)_i + h(BM)_i + m(MOM)_i + l(LIQ)_i + \epsilon_i \quad (3)$$

onde  $RP_i$  é o retorno médio ponderado de cada carteira no mês  $i$ ;  $Rf$  é a taxa da Selic para no mês  $i$ ;  $a, b, s, h, m$  e  $l$  são os coeficientes da regressão a estimar e  $\epsilon$  é o erro aleatório (ruído branco) com distribuição normal, média zero e variância constante  $\sigma^2$ . Essa equação foi estimada para cada uma das 24 carteiras.

O objetivo é verificar se a inclusão da liquidez no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) altera o efeito das outras variáveis ou o intercepto estimado. Essa questão será avaliada por meio da comparação dos resultados da estimação da Equação 3 com os resultados obtidos com a remoção da liquidez da referida equação, ou seja:

$$RP_i - Rf_i = a + b(R_m - R_f)_i + s(Tamanho)_i + h(BM)_i + m(MOM)_i + \epsilon_i \quad (4)$$

Realizou-se, ainda, uma análise comparativa do modelo da equação 3, aqui denominado de cinco fatores, com o modelo de fator único – CAPM (Equação 5), com o modelo de três fatores de Fama & French (1993) (Equação 6) e com o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) (Equação 4). Dessa forma, pretende-se verificar se a inclusão da variável liquidez resulta em melhora do poder explicativo das variações dos retornos das ações.

$$R_i - R_f = a + b(R_m - R_f)_i + \epsilon_i \quad (5)$$

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 ( $R_m$ ) e a taxa livre de risco, adotando-se como *proxy* a taxa da Selic, conforme comentado anteriormente.

$$RP_i - Rf_i = a + b(R_m - R_f)_i + s(Tamanho)_i + h(BM)_i + \epsilon_i \quad (6)$$

### 3.5 Critérios estatísticos para comparação dos modelos

A comparação dos modelos será feita por meio do teste de Wald, via estatística  $F$ , pois o referido teste é preferível à comparação por meio do  $R^2$  Ajustado (Heij *et al.*, 2004).

Para isso, deve-se comparar o modelo original, denominado modelo restrito, representado, neste artigo, pelos modelos três fatores, quatro fatores e CAPM, com o modelo com as novas variáveis explicativas acrescentadas, denominado de modelo irrestrito, representado, neste artigo, pelo modelo de cinco fatores. A estatística  $F$  será calculada por:

$$\frac{(R_{IR}^2 - R_R^2) / m}{(1 - R_{IR}^2) / n - k} \quad (7)$$

onde  $R_{IR}^2$ :  $R^2$  do modelo irrestrito (cinco fatores);  $R_R^2$ :  $R^2$  do modelo restrito (CAPM, três e quatro fatores);  $m$ : número de restrições;  $n$ : número de observações;  $k$ : número de coeficientes do modelo irrestrito.

Assim, o teste de Wald terá como hipóteses nulas e alternativas as seguintes:

- Na comparação do modelo de cinco fatores (eq. 3) com o modelo de quatro fatores (eq. 4):

$$\begin{aligned} H_0 : l &= 0 \\ H_1 : l &\neq 0 \end{aligned}$$

- Na comparação do modelo de cinco fatores com o modelo de três fatores (eq. 6):

$$\begin{aligned} H_0 : m &= 0; l = 0 \\ H_1 : m &\neq 0; l \neq 0 \end{aligned}$$

- Na comparação do modelo de cinco fatores com o CAPM (eq. 5):

$$\begin{aligned} H_0 : s &= 0; h = 0; m = 0; l = 0 \\ H_1 : s &\neq 0; h \neq 0; m \neq 0; l \neq 0 \end{aligned}$$

## 4. Resultados Obtidos

### 4.1 Estatística descritiva

Em junho de cada ano, foram construídas 24 carteiras resultantes da interseção de duas carteiras formadas com base no valor de mercado (*Small* e *Big*), três carteiras com base no índice BM (*Low*, *Medium* e *High*), duas carteiras com base nos retornos acumulados nos últimos 11 meses (*Win* e *Los*) e duas carteiras com base na liquidez (*High Liquidity* e *Low Liquidity*), utilizando o volume negociado como *proxy*.

Observou-se que o índice BM das carteiras variou de 0,3462 a 4,6543, com as carteiras *Big* possuindo valores menores que os apresentados pelas carteiras *Small*. De acordo com Fama & French (1993), baixos índices BM significam oportunidades de crescimento. Dessa forma, verificou-se que tais oportunidades se concentravam nas empresas de maior valor de mercado. Evidências semelhantes foram obtidas por Santos *et al.* (2007) e Málaga & Securato (2004). Entretanto, Fama & French (1993) identificaram que tais oportunidades, no mercado americano, se concentravam nas empresas de menor porte, classificadas como *Small*.

O fator momento das carteiras variou de -0,27 (carteira S/H/LOS/LL) a 0,75 (carteira B/L/WIN/LL) e o volume negociado de 202 (carteira S/H/WIN/LL) a 626.777 (carteira B/H/WIN/HL), no período considerado.

Constatou-se que as carteiras *Big* detêm 97,33% do valor de mercado total, sendo que a maior parte desse valor está concentrada nas carteiras com baixo ou médio índice BM. Por outro lado, as carteiras *Small* representam menos de 3% do valor total de mercado. Tendências semelhantes foram encontradas por Santos *et al.* (2007) e Málaga & Securato (2004), no mercado brasileiro.

Observou-se, ainda, que as carteiras compostas por ações de alta liquidez detêm 79,12% do valor de mercado total, enquanto as compostas por ações de baixa liquidez representam 20,88% do valor de mercado total. Pode-se notar, ainda, que o valor de mercado de todas as carteiras formadas por ações de alta liquidez são maiores que o valor de mercado das carteiras de baixa liquidez, sugerindo uma relação positiva entre tamanho e liquidez, bem como o valor de mercado das ações como uma possível *proxy* para liquidez.

Quanto às carteiras formadas por ações com retornos passados altos e retornos passados baixos, observou-se, praticamente, o mesmo percentual de participação no valor de mercado total, contrariando os achados de Santos *et al.* (2007), que encontraram maior participação das carteiras *Win*.

### 4.2 Retornos das carteiras (variável dependente)

O retorno mensal de cada carteira foi obtido, subtraindo-se do retorno mensal de cada uma delas o retorno do ativo livre de risco, neste artigo a Selic. O retorno mensal variou de -0,13% a 6,21%, enquanto nos estudos de Santos *et al.* (2007) e Málaga & Securato (2004) variou de -0,35% a 2,55% e 0,06% a 1,87%, respectivamente. Tal disparidade pode ter sido resultante das diferenças na quantidade

de carteiras e ações analisadas, bem como do melhor desempenho do mercado de capitais brasileiro no período estudado. Santos *et al.* (2007) constituíram 12 carteiras, compreendendo o período de 1995 a 2006, enquanto Málaga & Securato (2004) empregaram seis carteiras no período de 1995 a 2003. No mercado americano, Fama & French (1993) constataram uma variação de 0,32% a 1,05% ao mês nos retornos das carteiras.

O desvio padrão variou de 15,53% a 19,33%, amplitude menor que a encontrada por Málaga & Securato (2004) e Santos *et al.* (2007), que encontraram 7,69% a 14,4% e 8,81% a 15,54%, respectivamente. Porém, uma amplitude próxima a encontrada por Fama & French (1993), no mercado americano (de 4,27% a 7,76%).

### 4.3 Fatores de riscos (variáveis independentes)

A Tabela 2 evidencia o prêmio mensal dos fatores de risco mercado, tamanho, momento, BM e liquidez, de acordo com as proxies utilizadas. O prêmio mensal é resultante da média mensal dos 144 meses estudados (de junho de 1996 a junho de 2008). Além do prêmio mensal, a Tabela 2 apresenta o desvio padrão e os valores máximos e mínimos.

**Tabela 2**  
Prêmios mensais dos fatores de risco

Fatores de Risco	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Mercado ( $R_m - R_f$ )	3,090*	15,274	-56,89	41,147
Tamanho	-0,056	4,364	-11,401	20,535
<i>Book-to-Market</i>	-2,729*	5,127	-22,297	7,279
Momento	1,696*	4,192	-9,771	12,812
Volume	0,766**	4,22	-21,721	16,911
<i>Turnover</i>	0,043	3,275	-7,285	19,041
Quantidade de Negócios	0,512	4,384	-22,935	16,68
Negociabilidade	0,562	4,3	-20,094	16,494
<i>Turnover</i> Padronizado	0,144	3,681	-12,53	14,169

Significante a 1%.

Significante a 5%.

De acordo com a Tabela 2, o prêmio mensal de mercado foi de 3,09% ao mês, significativo ao nível de 5%, para o período analisado, enquanto Málaga & Securato (2004) e Santos *et al.* (2007) identificaram prêmios de 1,09% e 1,56%, respectivamente. Essa diferença deve-se, essencialmente, ao melhor desempenho obtido pela Bovespa no período estudado, que chegou a sua marca histórica dos 75.000 pontos em setembro de 2007. Fama & French (1993) encontraram um prêmio de 0,43% ao mês para o mercado americano.

Quanto ao fator tamanho, os resultados obtidos na Tabela 2 mostram que não há evidências da existência do fator tamanho no período estudado, uma vez que a diferença entre a média dos retornos das carteiras *Small* e *Big* foi negativa. Aliado a isso, o valor médio não se mostrou significativo estatisticamente. Assim, os resultados obtidos sugerem um efeito tamanho favorável às ações de empresas de maior valor de mercado, descaracterizando a existência do efeito tamanho no mercado brasileiro, corroborando com os achados de Málaga & Securato (2004) e Santos *et al.* (2007) e contrariando os achados de Fama & French (1993), Keim (1983), Jegadeesh & Titman (1993, 2001), para o mercado americano e Rouwenhorst (2008), para os mercados europeus.

A explicação para esse achado é que, nos anos recentes, as grandes empresas no Brasil têm apresentado desempenho superior às pequenas empresas. Adicionalmente, destaca-se a preferência do investidor brasileiro por ações de grandes empresas, bem como a baixa liquidez e os maiores custos de transação para as ações de pequenas empresas. No que diz respeito aos resultados pouco consistentes observados neste artigo, bem como na literatura brasileira, Malkiel (2003) destaca que efeito tamanho está aberto a questionamentos. Segundo o autor, o referido efeito pode ser atribuído à crescente institucionalização dos mercados, conduzindo os gestores de carteiras a preferirem ações de empresas maiores e com mais liquidez, bem como ao viés de sobrevivência.

Em relação ao fator BM, também não se observou evidências da existência do fator BM, no mercado brasileiro, uma vez que a diferença entre a média dos retornos das carteiras formadas por empresas com altos índices BM e os retornos das carteiras formadas por ações com baixo índice BM foi negativa. Esta pesquisa evidenciou um prêmio negativo de 2,729% ao mês, significativo ao nível de 1%. Málaga & Securato (2004) e Santos *et al.* (2007) obtiveram prêmio positivo de 0,59% e 1,55%, respectivamente, porém não significativos estatisticamente. Contudo, deve-se fazer uma ressalva quanto às classes das ações utilizadas nos estudos, bem como na metodologia de construção das carteiras.

No estudo de Santos *et al.* (2007), para fins de cálculo do índice BM, os autores consideraram tanto as ações ON, quanto as PN, independente de ambas estarem ou não na amostra, excluindo ambos os papéis caso uma das ações não estivesse disponibilizada no período requerido. Neste artigo, o procedimento foi diferente. Considerou-se as duas classes de ações, ON e PN, apenas quando ambas estavam presentes na amostra. Caso contrário, considerou-se apenas a classe do papel constante na amostra. Esse procedimento também foi adotado por Málaga & Securato (2004). Adicionalmente, destacam-se as diferenças nas metodologias de construção das carteiras. No presente estudo, foram construídas 24 carteiras (nenhuma delas com menos de quatro ações), utilizando quatro variáveis na sua construção: tamanho, BM, momento e liquidez. Já nos estudos de Málaga & Securato (2004) e Santos *et al.* (2007) foram construídas seis e 12 carteiras e utilizando duas (tamanho e BM) e três variáveis (tamanho, BM e momento), respectivamente. Por fim, ressalta-se o maior período estudado (13 anos) e maior amostra deste es-

tudo (média de 149 ações). Conforme destacado em Keene & Peterson (2007), essas diferenças na metodologia de construção das carteiras provocam uma redução do número de ações em cada carteira e, juntamente com a utilização de períodos diferentes e inclusão de variáveis (liquidez, no presente estudo), podem conduzir a resultados distintos.

Quanto ao fator momento, encontrou-se um prêmio de 1,7% ao mês, significativo ao nível de 1%, ratificando os achados de Jegadeesh & Titman (1993, 2001), para o mercado americano, e Rouwenhorst (2008), para o mercado europeu. Contudo, resultados contrários aos obtidos por Santos *et al.* (2007), que obtiveram um prêmio negativo de 0,11% e não significativo estatisticamente, Málaga & Securato (2004), para o mercado brasileiro, e Liew & Vassalou (2000), para os mercados italiano e japonês.

Quanto ao fator liquidez, o prêmio resultante variou de 0,04% a 0,77%, ao utilizar o *Turnover* e o volume negociado como *proxy*, respectivamente. Contudo, das proxies utilizadas para mensurar a liquidez, as variáveis *Turnover* e *Turnover* Padronizado não apresentaram significância estatística e as variáveis Quantidade de Negócios e Negociabilidade apresentaram significância marginal. A variável volume negociado apresentou significância estatística ao nível de 5%, constituindo-se na melhor *proxy* para mensurar a liquidez. Adicionalmente, todas as medidas de liquidez utilizadas são altamente correlacionadas, a exceção do *turnover*. Isso sugere que as variáveis Volume Negociado, Negociabilidade, Quantidade de Negócios e *Turnover* Padronizado captam a mesma dimensão da liquidez.

Nos trabalhos de Keene & Peterson (2007), no mercado americano, e Chan & Faff (2005), no mercado Australiano, e Vieira & Milach (2008) e Correia *et al.* (2008), no mercado brasileiro, a variável *turnover* também não se mostrou significativa estatisticamente. No trabalho de Keene & Peterson (2007), a única variável que se mostrou significativa estatisticamente foi, também, o volume negociado. Todos esses achados corroboram com os resultados obtidos neste artigo.

### Testes de robustez do prêmio de liquidez

Esta seção tem por objetivo averiguar se o prêmio de liquidez observado na Tabela 2, ao utilizar o volume negociado como *proxy*, é restrito ao mês de janeiro (efeito janeiro). 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 mercado brasileiro, Costa (1990), estudando cotações mensais do Ibovespa, deflacionadas e não deflacionadas, durante o período de 1969 a 1988, não encontrou evidência do efeito janeiro no período estudado. No que diz respeito ao prêmio de liquidez, Eleswarapu & Reinganum (1993) observaram que o prêmio de liquidez era confiavelmente positivo somente no mês de janeiro, enquanto Liu (2006) e Datar *et al.* (1998) constataram que o referido prêmio não era restrito ao mês de janeiro.

Ao retirar o mês de janeiro, observou-se um prêmio médio de 0,6825, com um desvio padrão de 4,2742 e p valor de 0,0666. Assim, constata-se que não houve alteração significativa no prêmio observado em relação ao apresentado na Tabela 2. Portanto, pode-se concluir que o prêmio de liquidez observado neste artigo não é limitado ao mês de janeiro, corroborando com Liu (2006) e Datar *et al.* (1998) e contrariando Eleswarapu & Reinganum (1993).

#### **4.4 Análise do poder explanatório dos modelos**

##### **Modelo de fator único – CAPM**

De acordo com a Tabela 3, o fator mercado mostrou-se significativo em todas as carteiras e positivamente relacionado com o retorno, como esperado. Obteve-se um coeficiente de determinação ajustado variando de 0,540 a 0,923, apresentando um poder explicativo médio de 0,757. Percebe-se que o fator mercado ainda deixa de explicar uma parte significativa das variações dos retornos das carteiras, uma vez que apenas as carteiras BHWINHL, BLLOSHL, BLWINHL, BMLOSHL, BMWINHL, BMWINLL e SMWINHL apresentaram coeficiente de determinação ajustado superior a 0,80. Para a carteira SHWINLL, o poder explicativo do modelo foi modesto: 0,540.

Observa-se, ainda, que dez carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, sugerindo inadequação do modelo na explicação dos retornos. Assim, sugere-se que outros fatores, não absorvidos pelo mercado, podem estar influenciando a variação dos retornos.



Tabela 3

Resultados das regressões para o CAPM ( $R_i - R_f = a + b(R_m - R_f)_i + \epsilon_i$ )

Carteira	<i>a</i>	<i>b</i>	$R^2$ <i>ajust</i>	<i>DW</i>	<i>JB</i>	White	<i>Schwarz</i>
BHLOSHL <sup>1</sup>	-0,029*	1,063*	0,774	2,1	0,000	0,003	-1,963
BHLOSLL <sup>2</sup>	-0,013*	1,008*	0,778	2,368	0,004	0,002	-2,096
BHWINHL <sup>2</sup>	-0,008***	0,992*	0,854	2,555	0,002	0,057	-2,64
BHWINLL <sup>2</sup>	0,004	0,996*	0,772	2,513	0,008	0,001	-2,088
BLLOSHL <sup>1</sup>	-0,002	0,933*	0,832	2,115	0,000	0,032	-2,595
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,012***	0,894*	0,777	2,133	0,000	0,003	-2,332
BLWINHL <sup>2</sup>	0,010**	1,012*	0,889	2,365	0,000	0,798	-2,91
BLWINLL <sup>1</sup>	0,024*	0,913*	0,703	2,239	0,000	0,000	-1,905
BMLOSHL	-0,015*	1,037*	0,91	2,03	0,444	0,434	-3,097
BMLOSLL <sup>1</sup>	-0,005	1,024*	0,753	2,138	0,000	0,775	-1,925
BMWINHL <sup>1</sup>	0,005	1,014*	0,923	1,984	0,002	0,264	-3,308
BMWINLL <sup>1</sup>	0,005	1,000*	0,841	2,248	0,000	0,000	-2,528
SHLOSHL <sup>1</sup>	-0,032*	0,994*	0,746	2,235	0,000	0,006	-1,95
SHLOSLL <sup>1</sup>	-0,013	0,945*	0,591	1,807	0,000	0,084	-1,345
SHWINHL <sup>1</sup>	-0,006	0,996*	0,784	2,239	0,000	0,054	-2,158
SHWINLL <sup>2</sup>	-0,01	0,848*	0,54	2,539	0,000	0,006	-1,354
SLLOSHL <sup>1</sup>	-0,003	0,781*	0,781	1,884	0,000	0,107	-2,307
SLLOSLL <sup>1</sup>	0,013	0,957*	0,573	1,906	0,000	0,829	-1,245
SLWINHL <sup>2</sup>	0,026*	0,992*	0,722	2,335	0,000	0,001	-1,831
SLWINLL <sup>1</sup>	0,034*	0,907*	0,587	2,203	0,000	0,000	-1,411
SMLOSHL <sup>1</sup>	-0,015***	0,983*	0,793	1,93	0,264	0,021	-2,277
SMLOSLL <sup>2</sup>	-0,008	0,956*	0,758	2,336	0,001	0,001	-2,09
SMWINHL <sup>1</sup>	-0,002	0,995*	0,813	2,082	0,000	0,000	-2,339
SMWINLL <sup>1</sup>	0,004	0,962*	0,672	2,059	0,000	0,001	-1,658

\* Significante ao nível de 1%; \*\* Significante ao nível de 5%;

\*\*\* Significante ao nível de 10%;

<sup>1</sup> Erros-padrão estimados com correção para heterocedasticidade de White<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão 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, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

### Modelo de três fatores

De acordo com a Tabela 4, o fator mercado mostrou-se significativo em todas as carteiras e positivamente relacionado com o retorno, como esperado. Obteve-se um coeficiente de determinação ajustado variando de 0,698 a 0,923, apresentado um poder explicativo médio de 0,827. Percebe-se que o modelo ainda deixa de explicar uma parte significativa das variações dos retornos das carteiras, apesar da melhora em relação ao CAPM. Observa-se, ainda, que seis carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, sugerindo inadequação do modelo na explicação dos retornos. Assim, sugere-se que outros fatores, não absorvidos pelo mercado, podem estar influenciando a variação dos retornos.

Conforme Tabela 4, o fator tamanho mostrou-se significativo estatisticamente em 20 das 24 carteiras analisadas, capturando variações não absorvidas pelo CAPM. No que diz respeito ao fator BM, ele se mostrou significativo em 17 das 24 carteiras. Adicionalmente, percebe-se que a inclusão dos fatores tamanho e BM no CAPM melhorou o poder explicativo em todas as carteiras, principalmente nas carteiras cujo  $R^2$  ajustado foi baixo no CAPM. A diferença média do poder explicativo do modelo de três fatores e o CAPM foi de 7%, menor que a encontrada por Santos *et al.* (2007), cuja diferença foi de 19,4%. A carteira SHLOSL, por exemplo, passou de 59,1% para 76,9%, um aumento de 17,8% no poder explicativo do modelo.

Assim como observaram Fama & French (1993), no mercado americano, e Santos *et al.* (2007) e Málaga & Securato (2004), no mercado brasileiro, com a inclusão dos dois fatores, observou-se um aumento do valor do coeficiente do fator mercado, em relação ao observado no CAPM. O referido coeficiente passou a estar próximo de um, no modelo de três fatores.

Tabela 4

Resultados das regressões para o modelo de três fatores

$$(R_i - R_f) = a + b(R_m - R_f)_i + s(\text{Tamanho})_i + h(BM)_i + \epsilon_i$$

Carteira	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>s</i>	<i>h</i>	$R^2$ <i>ajust</i>	DW	<i>JB</i>	White	Schwarz
BHLOSHL <sup>1</sup>	-0,0005	1,0195*	-0,1201	0,9847*	0,8492	1,9111	0,0047	0,0006	-2,3182
BHLOSLL <sup>2</sup>	-0,005	1,0094*	0,6676*	0,5839*	0,8234	2,3114	0,0000	0,017	-2,2712
BHWINHL <sup>1</sup>	0,0098***	0,9608*	-0,1931***	0,6037*	0,8932	2,1457	0,0003	0,4695	-2,8993
BHWINLL <sup>2</sup>	0,0113	1,0065*	0,6055*	0,2778**	0,795	2,4079	0,0000	0,14	-2,1404
BLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0155*	0,9638*	0,3363**	-0,4738*	0,8668	2,0293	0,0009	0,0000	-2,7754
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,0026	0,9295*	0,6508*	-0,2983**	0,823	1,9442	0,0000	0,1301	-2,509
BLWINHL <sup>2</sup>	-0,0017	1,0273*	-0,036	-0,4143*	0,9035	2,2976	0,0042	0,7307	-3,0000
BLWINLL <sup>2</sup>	0,0066	0,9551*	0,4822**	-0,6148*	0,7587	2,4786	0,0000	0,0032	-2,0576
BMLOSHL <sup>1</sup>	-0,0079***	1,0270*	-0,0103	0,2392**	0,914	2,0811	0,8255	0,0262	-3,0907
BMLOSLL <sup>1</sup>	-0,0014	1,0312*	0,3292**	0,1268	0,7559	2,1638	0,0000	0,991	-1,8838
BMWINHL <sup>1</sup>	0,0064	1,0085*	-0,1142	0,0325	0,9226	1,9651	0,0011	0,0001	-3,2543
BMWINLL <sup>1</sup>	0,0036	1,0234*	0,5961*	-0,0332	0,8643	2,2252	0,0063	0,1339	-2,6286
SHLOSHL <sup>2</sup>	-0,0196*	1,0205*	1,2318*	0,4605*	0,8421	2,3031	0,0004	0,0014	-2,3705
SHLOSLL <sup>1</sup>	0,0121	0,9686*	1,6540*	0,9207*	0,7688	1,9244	0,0000	0,5758	-1,8600
SHWINHL <sup>1</sup>	0,0041	1,0156*	0,9491*	0,3705**	0,8437	2,0952	0,0082	0,0214	-2,4265
SHWINLL <sup>2</sup>	0,0001	0,8920*	1,6342*	0,3868**	0,6976	2,4482	0,0000	0,8342	-1,7188
SLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0087	0,9543*	0,8769*	-0,1734	0,844	1,7767	0,0021	0,3973	-2,5922
SLLOSLL <sup>1</sup>	-0,0022	1,0363*	1,6604*	-0,4818***	0,7403	1,9013	0,0000	0,0004	-1,6880
SLWINHL <sup>1</sup>	0,0117***	1,0488*	1,0423*	-0,4695*	0,8126	2,2193	0,0000	0,7044	-2,1704
SLWINLL <sup>1</sup>	0,0194**	0,9778*	1,4162*	-0,4856*	0,7331	2,1675	0,0000	0,0098	-1,7919
SMLOSHL	-0,0098***	1,0162*	1,1440*	0,2063**	0,8838	1,9312	0,2596	0,6992	-2,7681
SMLOSLL	-0,0053	0,9947*	1,1735*	0,1088	0,8461	2,1034	0,4382	0,1406	-2,4887
SMWINHL <sup>1</sup>	0,0006	1,0316*	1,1206*	0,0952	0,8932	2,0263	0,0039	0,1208	-2,8456
SMWINLL <sup>1</sup>	0,0059	1,0055*	1,2910*	0,0756	0,7655	1,9284	0,0000	0,8635	-1,9382

Significante ao nível de 1%; \*\* Significante ao nível de 5%; \*\*\* Significante ao nível de 10%;

<sup>1</sup> Erros-padrão estimados com correção para heterocedasticidade de White<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão 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, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

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, 0,961 e 0,963 e *tolerance* de 1,027, 1,041 e 1,038, para as variáveis mercado, tamanho e BM, respectivamente, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

## Modelo de quatro fatores

Tabela 5: Resultados das Regressões Para o Modelo de Quatro Fatores ( $RP_i - Rf_i = a + b(R_m - R_f)_i + s(Tamanho)_i + h(BM)_i + m(MOM)_i + \epsilon_i$ )

Painel 1: coeficientes					
Carteira	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>s</i>	<i>h</i>	<i>m</i>
BHLOSHL <sup>1</sup>	0,0069	1,0185*	-0,1631	0,8569*	-0,6448*
BHLOSLL <sup>2</sup>	0,0003	1,0087*	0,6370*	0,4928*	-0,4594*
BHWINHL <sup>1</sup>	0,0057	0,9613*	-0,1696	0,6735*	0,3525*
BHWINLL <sup>2</sup>	0,0019	1,0077*	0,6599*	0,4394*	0,8152*
BLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0123**	0,9634*	0,3179**	-0,5288*	-0,2770**
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,0066	0,9290*	0,6277*	-0,3671*	-0,3473*
BLWINHL <sup>2</sup>	-0,0052	1,0277*	-0,0158	-0,3540*	0,3042*
BLWINLL <sup>2</sup>	-0,0009	0,9561*	0,5257*	-0,4854*	0,6526*
BMLOSHL <sup>1</sup>	-0,0042	1,0265*	-0,0318	0,1753**	-0,3224*
BMLOSLL <sup>2</sup>	0,0093	1,0298*	0,2681***	-0,055	-0,9170**
BMWINHL <sup>1</sup>	0,0039	1,0088*	-0,1002	0,0741	0,2096***
BMWINLL <sup>1</sup>	0,0000	1,0239*	0,6166*	0,0278	0,3074*
SHLOSHL <sup>2</sup>	-0,0135*	1,0197*	1,1966*	0,3558*	-0,5283*
SHLOSLL <sup>1</sup>	0,0181**	0,9678*	1,6196*	0,8184*	-0,5156*
SHWINHL <sup>1</sup>	-0,0006	1,0162*	0,9763*	0,4512*	0,4069*
SHWINLL <sup>2</sup>	-0,0062	0,8929*	1,6703*	0,4952*	0,5466*
SLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0033	0,9536*	0,8460*	-0,2652**	-0,4631*
SLLOSLL <sup>1</sup>	0,0105	1,0346*	1,5872*	-0,6992*	-1,0969*
SLWINHL <sup>2</sup>	0,0051	1,0497*	1,0802*	-0,3568*	0,5684*
SLWINLL <sup>2</sup>	0,0121	0,9788*	1,4584*	-0,3602**	0,6323*
SMLOSHL	-0,0036	1,0154*	1,1078*	0,0989	-0,5415*
SMLOSLL <sup>1</sup>	-0,0028	0,9944*	1,1593*	0,0666	-0,2130***
SMWINHL <sup>1</sup>	-0,0035	1,0321*	1,1441*	0,1649***	0,3519*
SMWINLL <sup>1</sup>	-0,0002	1,0063*	1,3261*	0,1799	0,5260*
Painel 2: estatísticas					
Carteira	<i>R</i> <sup>2</sup> <i>ajust</i>	DW	<i>JB</i>	White	<i>Schwarz</i>
BHLOSHL <sup>1</sup>	0,8689	1,8869	0,1273	0,0067	-2,4311
BHLOSLL <sup>2</sup>	0,8339	2,3877	0,0000	0,0119	-2,3053
BHWINHL <sup>1</sup>	0,9003	2,1432	0,0049	0,3794	-2,9409
BHWINLL <sup>2</sup>	0,8314	2,4099	0,0394	0,0544	-2,3085
BLLOSHL <sup>1</sup>	0,8712	2,0579	0,0255	0,0000	-2,7816
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,8303	2,0264	0,0000	0,422	-2,5238
BLWINHL <sup>2</sup>	0,9087	2,3257	0,0004	0,7208	-3,0277
BLWINLL <sup>2</sup>	0,7833	2,4341	0,0000	0,0109	-2,1376
BMLOSHL <sup>1</sup>	0,9198	2,0338	0,4363	0,046	-3,1333
BMLOSLL <sup>2</sup>	0,7983	2,2329	0,0000	0,0000	-2,0471
BMWINHL <sup>1</sup>	0,9249	1,9857	0,0000	0,0000	-3,2575
BMWINLL <sup>1</sup>	0,8691	2,2089	0,0010	0,311	-2,6374

Continua na próxima página

– continuação

SHLOSHL <sup>2</sup>	0,8564	2,3354	0,0140	0,0007	-2,438
SHLOSL <sup>1</sup>	0,7800	2,0504	0,0000	0,6695	-1,8826
SHWINHL <sup>1</sup>	0,8521	2,1264	0,1022	0,0085	-2,4547
SHWINLL <sup>2</sup>	0,7119	2,439	0,0000	0,9567	-1,7399
SLLOSHL <sup>1</sup>	0,8575	1,844	0,0400	0,0992	-2,6552
SLLOSL <sup>1</sup>	0,7937	2,0612	0,0000	0,0000	-1,8907
SLWINHL <sup>2</sup>	0,8286	2,2627	0,0000	0,6991	-2,2323
SLWINLL <sup>2</sup>	0,7521	2,2229	0,0000	0,026	-1,8384
SMLOSHL	0,9007	1,9832	0,0894	0,9288	-2,898
SMLOSL <sup>1</sup>	0,8477	2,1511	0,3592	0,1147	-2,4721
SMWINHL <sup>1</sup>	0,8999	2,1006	0,0044	0,3927	-2,8828
SMWINLL <sup>1</sup>	0,7786	1,987	0,0000	0,9465	-1,9681

Significante ao nível de 1%; \*\* Significante ao nível de 5%; \*\*\* Significante ao nível de 10%;

<sup>1</sup> Erros-padrão estimados com correção para heterocedasticidade de White

<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão 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, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

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, 0,956, 0,908 e 0,942 e *tolerance* de 1,027, 1,046, 1,101 e 1,062, para as variáveis mercado, tamanho, BM e momento, respectivamente, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

De acordo com a Tabela 5, o fator mercado mostrou-se significativo em todas as carteiras, positivamente relacionado com o retorno e próximo de um, como esperado. Obteve-se um coeficiente de determinação ajustado variando de 0,712 a 0,925, apresentado um poder explicativo médio de 0,842. Percebe-se que o modelo ainda deixa de explicar uma parte significativa das variações dos retornos das carteiras, apesar da melhora em relação ao CAPM e três fatores. Observa-se, ainda, que três carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, sugerindo inadequação do modelo na explicação dos retornos.

Conforme Tabela 5, o fator tamanho mostrou-se significativo estatisticamente em 19 das 24 carteiras analisadas, capturando variações não absorvidas pelo fator mercado. No que diz respeito ao fator BM, ele se mostrou significativo em 18 das 24 carteiras. Quanto ao fator momento, ele se mostrou significativo em todas as carteiras analisadas, com os coeficientes das carteiras Win apresentando valores maiores que os das carteiras Los. Esses resultados corroboram os achados por Santos *et al.* (2007). Adicionalmente, percebe-se que a inclusão do fator momento melhorou o poder explicativo em todas as carteiras. A diferença média do poder explicativo do modelo de quatro fatores e o de três fatores foi de 1,5%, menor que a encontrada por Santos *et al.* (2007), cuja diferença foi de 4,6%.

### Modelo de cinco fatores

De acordo com a Tabela 6, o fator mercado mostrou-se significativo em todas as carteiras, positivamente relacionado com o retorno e próximo de um, como esperado. Obteve-se um coeficiente de determinação ajustado variando de 0,778 a 0,927, apresentando um poder explicativo médio de 0,859, maior que o obtido por Keene & Peterson (2007), no mercado americano. Percebe-se que o modelo ainda deixa de explicar uma parte significativa das variações dos retornos das carteiras, apesar da melhora em relação ao CAPM, três e quatro fatores. Observa-se, ainda, que apenas três carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero. Esses resultados sugerem que outros fatores podem estar influenciando a variação dos retornos. Comparativamente, no estudo de Keene & Peterson (2007), mais da metade dos interceptos foram significativamente diferente de zero.

Percebe-se que a inclusão da liquidez melhorou o poder explicativo em todas as carteiras. A diferença média do poder explicativo do modelo de cinco fatores e o de quatro fatores foi de 1,7%, maior que a variação do modelo de quatro fatores em relação ao de três fatores. Ressalta-se que, à medida em que se acrescenta mais fatores explicativos à regressão, o aumento marginal do coeficiente de determinação ajustado tende a se reduzir, fato que justifica o aumento não ter sido muito expressivo.

Conforme Tabela 6, o fator tamanho mostrou-se significativo estatisticamente em 16 das 24 carteiras analisadas, capturando variações não absorvidas pelo fator mercado. De maneira semelhante ao obtido pelos modelos de três e quatro fatores, os valores dos coeficientes  $s$  parecem estar relacionados com as carteiras, com as carteiras *Small* apresentando valores de  $s$  muito mais elevados do que as carteiras *Big*, ratificando os achados nas Tabelas 2 e 3. No que diz respeito ao fator BM, ele se mostrou significativo em 19 das 24 carteiras, bem como o valor do coeficiente  $h$  também parece estar relacionado com as carteiras, com as carteiras *High* possuindo maiores coeficientes que as carteiras *Los*. Quanto ao fator momento, assim como no modelo de quatro fatores, ele se mostrou significativo em todas as carteiras analisadas, com os coeficientes das carteiras *Win* apresentando valores maiores que os das carteiras *Los*.

Quanto ao fator liquidez, ele se mostrou significativo em 18 das 24 carteiras analisadas. De acordo com a Tabela 5, existe uma tendência para uma relação negativa com o retorno nas carteiras formadas por ações de baixa liquidez e uma relação positiva com as carteiras formadas por ações de alta liquidez. Essa tendência está relacionada com a forma como o fator liquidez é formado: baixa liquidez menos alta liquidez. Observa-se, também, que as seis carteiras que não apresentaram significância estatística no fator liquidez eram formadas por ações de alta liquidez. Assim, parece que a significância estatística é consideravelmente maior para as carteiras formadas por ações de baixa liquidez. Essa tendência também foi verificada por Keene & Peterson (2007).

Os resultados evidenciados na Tabela 6 mostram que tanto o fator liquidez quanto o fator tamanho significativamente afetam o retorno, sugerindo que o tamanho e a liquidez não são relacionados. Especificamente, o efeito tamanho não é devido à liquidez, sendo ambas individualmente importantes na explicação dos retornos das ações.

De acordo com a Tabela 6, percebe-se que, com a inclusão da liquidez, há um aumento no coeficiente do fator mercado de quase todas as carteiras formadas por ações de baixa liquidez. Efeito inverso é observado nas carteiras formadas por ações de alta liquidez: em nove das 12 carteiras, o coeficiente do fator mercado diminui com a inclusão da liquidez. Assim, para as carteiras de alta liquidez, o fator liquidez pode enfraquecer o fator mercado. Essa tendência também foi observada por Keene & Peterson (2007).

Quanto ao fator tamanho, percebe-se que, nas carteiras formadas por ações de baixa liquidez, há uma queda no valor dos coeficientes, após a inclusão do fator liquidez, enquanto que nas carteiras formadas por ações de alta liquidez acontece o efeito inverso: há um aumento no valor dos coeficientes. Keene & Peterson (2007) observaram o contrário, no mercado americano. Essa diferença pode estar relacionada com o prêmio negativo para o fator tamanho obtido neste artigo, ou seja, efeito tamanho favorável às empresas de alto valor de mercado, enquanto Keene & Peterson (2007) obtiveram um prêmio positivo para o fator tamanho.

Os coeficientes do fator BM tendem a diminuir ao acrescentar o fator liquidez, nas carteiras formadas por ações de alta liquidez, e a aumentar nas de baixa liquidez. Tendência inversa é observada no fator momento: aumento nos coeficientes das carteiras de alta liquidez e uma diminuição nos coeficientes das carteiras de baixa liquidez. Keene & Peterson (2007) observaram tendência contrária, no mercado americano.

Ressalta-se que os resultados obtidos com o modelo de cinco fatores não sofrem alterações significativas ao utilizar as outras medidas de liquidez (*turnover*, negociabilidade, quantidade de negócios e *turnover* padronizado) como *proxy*, mas sim ratificam os obtidos ao utilizar o volume negociado. Os resultados não foram apresentados por limitação do número de páginas, mas podem ser enviados sob solicitação.

Tabela 6: Resultados das Regressões para o Modelo de 5 Fatores Utilizando o volume como Proxy para Liquidez  $(RP_i - Rf_i = a + b(R_m - R_f)_i + s(Tamanho)_i + h(BM)_i + m(MOM)_i + l(LIQ)_i + \epsilon_i)$ 

Painel 1: coeficientes						
Carteira	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>s</i>	<i>h</i>	<i>m</i>	<i>l</i>
BHLOSHL <sup>1</sup>	0,0079	1,0148*	-0,0804	0,8459*	-0,6377*	-0,1662
BHLOSLL <sup>2</sup>	-0,0046	1,0265*	0,2334	0,5464*	-0,4942*	0,8115*
BHWINHL <sup>1</sup>	0,0065	0,9584*	-0,1034	0,6647*	0,3582*	-0,1332
BHWINLL <sup>2</sup>	-0,0017	1,0204*	0,3721**	0,4776*	0,7904*	0,5787**
BLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0142*	0,9704*	0,1589	-0,5076*	-0,2907**	0,3197***
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,0024	0,9442*	0,2823**	-0,3213*	-0,3771*	0,6943*
BLWINHL <sup>2</sup>	-0,0027	1,0185*	0,1933***	-0,3818*	0,3222*	-0,4204*
BLWINLL <sup>2</sup>	-0,0079	0,9812*	-0,0427	-0,4099*	0,6036*	1,1430*
BMLOSHL	-0,0037	1,0245*	0,0033	0,1706*	-0,3193*	-0,0705
BMLOSLL <sup>1</sup>	0,0033	1,0511*	-0,2156	0,0093	-0,9587*	0,9727*
BMWINHL <sup>1</sup>	0,0055	1,0033*	0,0248	0,0575	0,2204**	-0,2514*
BMWINLL <sup>1</sup>	-0,0031	1,0352*	0,3594*	0,0619	0,2853**	0,5171*
SHLOSHL <sup>2</sup>	-0,0115***	1,0128*	1,3546*	0,3348*	-0,5147*	-0,3177**
SHLOSLL <sup>1</sup>	0,0139	0,9829*	1,2765*	0,8640*	-0,5452*	0,6898*
SHWINHL <sup>1</sup>	0,0015	1,0085*	1,1512*	0,4279*	0,4220*	-0,3518**
SHWINLL <sup>2</sup>	-0,0145***	0,9228*	0,9926*	0,5853*	0,4882**	1,3635*
SLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0035	0,9543*	0,8300*	-0,2631**	-0,4645*	0,0320
SLLOSLL <sup>1</sup>	0,0071	1,0470*	1,3071*	-0,6620*	-1,1211*	0,5633*
SLWINHL <sup>2</sup>	0,0093	1,0345*	1,4249*	-0,4026*	0,5981*	-0,6931**
SLWINLL <sup>1</sup>	0,007	0,9971*	1,0427*	-0,3050***	0,5965*	0,8358*
SMLOSHL	-0,0026	1,0120*	1,1846*	0,0887	-0,5349*	-0,1544
SMLOSLL <sup>1</sup>	-0,0066	1,0080*	0,8506*	0,1076	-0,2396**	0,6208**
SMWINHL <sup>1</sup>	-0,0047	1,0366*	1,0435*	0,1783**	0,3433*	0,2023
SMWINLL <sup>1</sup>	-0,0076	1,0327*	0,7269*	0,2595***	0,4744*	1,2049*
Painel 2: estatísticas						
Carteira	<i>R</i> <sup>2</sup> <i>ajust</i>	DW	<i>JB</i>	White	<i>Schwarz</i>	
BHLOSHL <sup>1</sup>	0,869	1,8899	0,3791	0,0001	-2,4045	
BHLOSLL <sup>2</sup>	0,8605	2,2455	0,0000	0,0526	-2,4222	
BHWINHL <sup>1</sup>	0,9004	2,1352	0,003	0,5111	-2,9148	
BHWINLL <sup>2</sup>	0,8446	2,394	0,0417	0,0099	-2,3623	
BLLOSHL <sup>1</sup>	0,8757	2,0497	0,1137	0,0000	-2,7895	
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,8549	2,0131	0,0000	0,0092	-2,6531	
BLWINHL <sup>2</sup>	0,9164	2,2886	0,0032	0,7552	-3,0893	
BLWINLL <sup>2</sup>	0,8424	2,3488	0,0002	0,0014	-2,4291	
BMLOSHL	0,9195	2,0387	0,4021	0,121	-3,1016	
BMLOSLL <sup>1</sup>	0,8342	2,1594	0,0000	0,0000	-2,216	
BMWINHL <sup>1</sup>	0,9275	1,9369	0,0000	0,0000	-3,2651	
BMWINLL <sup>1</sup>	0,8806	2,175	0,0136	0,7506	-2,7015	
SHLOSHL <sup>2</sup>	0,8595	2,3556	0,0131	0,0003	-2,4329	

Continua na próxima página



– continuação

SHLOSLL <sup>1</sup>	0,7958	1,9844	0,0000	0,3187	-1,9298
SHWINHL <sup>1</sup>	0,8565	2,0815	0,3107	0,0225	-2,457
SHWINLL <sup>2</sup>	0,7870	2,4527	0,2335	0,0928	-2,0146
SLLOSLL <sup>1</sup>	0,8565	1,8441	0,0278	0,0036	-2,6211
SLLOSLL <sup>1</sup>	0,8032	2,0952	0,0000	0,0000	-1,9104
SLWINHL <sup>2</sup>	0,8468	2,4155	0,0766	0,0000	-2,3171
SLWINLL <sup>1</sup>	0,7778	2,1043	0,0000	0,2253	-1,9207
SMLOSLL <sup>1</sup>	0,9011	2,0113	0,1735	0,6906	-2,8744
SMLOSLL <sup>1</sup>	0,8642	2,1928	0,0023	0,0002	-2,5593
SMWINHL <sup>1</sup>	0,9010	2,0608	0,0003	0,1253	-2,8668
SMWINLL <sup>1</sup>	0,8352	2,0955	0,0214	0,0002	-2,236

Significante ao nível de 1%; \*\* Significante ao nível de 5%; \*\*\* Significante ao nível de 10%;

<sup>1</sup> Erros-padrão estimados com correção para heterocedasticidade de White<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão 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, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso dos testes FIV (*variance inflation factor*) e tolerância (*tolerance*). Obteve-se um FIV de 0,966, 0,701, 0,901, 0,939 e 0,695 e *tolerance* de 1,036, 1,427, 1,110, 1,064 e 1,439, para as variáveis mercado, tamanho, BM, momento e volume, respectivamente, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

### Análise comparativa dos modelos e teste de robustez do modelo de cinco fatores

Observa-se que, com a inclusão da liquidez no modelo de quatro fatores, há uma melhora no poder explicativo de todas 24 carteiras analisadas, aumentando, em média, 1,7% em relação ao modelo de quatro fatores (4F), 3,2% em relação ao modelo de três fatores (3F) e 10,2% em relação ao CAPM. Aliado a isso, o modelo de cinco fatores (5F), juntamente com o de quatro fatores, são os que apresentaram menor quantidade de interceptos significativamente diferente de zero (Tabelas 2, 3, 4 e 5), mostrando-se mais adequado na explicação dos retornos das ações no mercado brasileiro.

A Tabela 7 evidencia o *p* valor da estatística F, na comparação do modelo de cinco fatores com os modelos de quatro fatores, três fatores e CAPM, respectivamente. Os resultados revelam uma superioridade do modelo de cinco fatores em relação ao modelo de quatro fatores, em 18 das 24 carteiras analisadas, e em todas as carteiras, em relação ao modelo de três fatores e CAPM.

**Tabela 7**

Valor de prova da estatística F da comparação dos modelos de precificação de ativos

Carteira	5F - 4F	5F - 3F	5F - CAPM
BHLOSHL	0,524	0,000	0,000
BHLOSLL	0,000	0,000	0,000
BHWINHL	0,207	0,003	0,000
BHWINLL	0,018	0,000	0,000
BLLOSHL	0,06	0,014	0,000
BLLOSLL	0,000	0,000	0,000
BLWINHL	0,003	0,000	0,000
BLWINLL	0,000	0,000	0,000
BMLOSHL	0,53	0,004	0,000
BMLOSLL	0,000	0,001	0,000
BMWINHL	0,008	0,003	0,000
BMWINLL	0,000	0,000	0,000
SHLOSHL	0,037	0,000	0,000
SHLOSLL	0,000	0,000	0,000
SHWINHL	0,022	0,002	0,000
SHWINLL	0,000	0,000	0,000
SLLOSHL	0,855	0,005	0,000
SLLOSLL	0,000	0,000	0,000
SLWINHL	0,041	0,004	0,000
SLWINLL	0,000	0,000	0,000
SMLOSHL	0,220	0,000	0,000
SMLOSLL	0,020	0,025	0,000
SMWINHL	0,118	0,000	0,000
SMWINLL	0,000	0,000	0,000

Por fim, pôde-se perceber na comparação dos modelos de precificação de ativos que, ao incluir a liquidez no modelo de quatro fatores, ela melhora não só o poder explicativo do modelo, como também provoca alterações nos valores dos coeficientes dos fatores de risco, aumentando, em média, os valores dos coeficientes dos fatores mercado e índice BM e reduzindo os dos fatores tamanho e momento. No que diz respeito à significância estatística dos fatores mercado, BM, tamanho e momento, não se observou alterações significativas, ao incluir o fator liquidez no modelo de quatro fatores.

No intuito de verificar se os parâmetros são estáveis ao longo de todo o período, analisou-se, por meio do teste de Chow, se os coeficientes de diferentes períodos são estatisticamente diferentes ou se as diferenças são devidas à chance. Para isso, 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.

De acordo com a Tabela 8, percebe-se que em 21 das 24 carteiras não se pode rejeitar a hipótese nula de que os parâmetros são estáveis ao longo do período, ou seja, os coeficientes estimados nos dois períodos não são estatisticamente diferentes, ao nível de 5%. Assim, pode-se concluir, que não há evidências de quebra estrutural no período analisado.

**Tabela 8**

Valor de prova do teste Chow de estabilidade dos parâmetros

Carteira	Chow Test	Carteira	Chow Test
BHLOSHL	0,1091	SHLOSHL	0,1235
BHLOSLL	0,5199	SHLOSLL	0,4711
BHWINHL	0,1228	SHWINHL	0,1625
BHWINLL	0,0176	SHWINLL	0,3742
BLLOSHL	0,1043	SLLOSHL	0,1716
BLLOSLL	0,2128	SLLOSLL	0,2873
BLWINHL	0,2083	SLWINHL	0,8697
BLWINLL	0,4062	SLWINLL	0,836
BMLOSHL	0,2176	SMLOSHL	0,0873
BMLOSLL	0,6145	SMLOSLL	0,8966
BMWINHL	0,0112	SMWINHL	0,0884
BMWINLL	0,0212	SMWINLL	0,7661

Tendo em vista a incerteza sobre quando pode ter havido a quebra estrutural, realizou-se, adicionalmente, o teste CUSUM, baseado na soma acumulada dos resíduos. Observou-se que, em todas as carteiras, os resíduos ficaram dentro do intervalo de confiança a 5%, não se podendo rejeitar a hipótese nula de estabilidade do modelo. Os gráficos não foram apresentados por limitação do número de páginas, mas podem ser enviados sob solicitação.

## 5. Conclusão

Este artigo teve por objetivo, primeiramente, analisar se existe o prêmio de liquidez no mercado acionário brasileiro. Em seguida, acrescentar a liquidez como um fator de risco nos modelos de precificação de ativos e averiguar se ela é precificada e se explica parte das variações dos retornos das ações. A principal contribuição deste artigo, em relação aos que o antecederam na literatura nacional, principalmente em relação ao trabalho de Correia *et al.* (2008), é analisar a liquidez como um fator de risco nos modelos de precificação de ativos, levando em consideração sua interação com outras variáveis que são importantes na explicação da variação dos retornos, bem como averiguando o impacto da sua inclusão, comparativamente aos modelos de três e quatro fatores já testados no Brasil.

O prêmio de liquidez variou de 0,04% a 0,77%, ao utilizar o *Turnover* e o volume negociado como *proxy*, respectivamente. Contudo, das proxies utilizadas para mensurar a liquidez, a variável volume negociado foi a única que apresentou significância estatística ao nível de 5%, constituindo-se, portanto, na melhor *proxy* para mensurar a liquidez. Adicionalmente, ressalta-se que todas as medidas de liquidez utilizadas mostraram-se altamente correlacionadas, a exceção do turnover. Isso sugere que as variáveis Volume Negociado, Negociabilidade, Quantidade de Negócios e Turnover Padronizado captam a mesma dimensão da liquidez. Observou-se, ainda, que o prêmio de liquidez não foi restrito ao mês de janeiro. Diante dessas evidências, a hipótese 1 do trabalho, de que existe um prêmio de liquidez no mercado brasileiro, não pode ser rejeitada.

Dos modelos de precificação de ativos analisados, o CAPM mostrou-se o menos adequado na explicação dos retornos. Verificou-se que a inclusão dos fatores tamanho e BM no CAPM, que se mostraram significativos na maioria das carteiras, melhorou o poder explicativo do retorno de todas as carteiras. Encontrou-se uma diferença média de 7% entre o modelo de três fatores e o CAPM. Adicionalmente, seis carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, uma redução de quatro, comparativamente ao CAPM.

Observou-se que a inclusão do fator momento, que se mostrou significativo em todas as carteiras analisadas, no modelo de três fatores melhorou o poder explicativo do retorno das carteiras em 1,5%, em média. Aliado a isso, somente três carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, sugerindo evidências de superioridade do modelo de quatro fatores em relação ao de três fatores e ao CAPM.

Por fim, notou-se que a inclusão da liquidez, que se mostrou significativa na maioria das carteiras, no modelo de quatro fatores melhorou o poder explicativo do retorno das carteiras analisadas em 1,7%, em média. Os resultados revelam uma superioridade do modelo de cinco fatores em relação ao modelo de quatro fatores, em 18 das 24 carteiras analisadas, e em todas as carteiras, em relação ao modelo de três fatores e CAPM, conforme teste de Wald. Observou-se, ainda, que as carteiras cujos fatores de liquidez não eram estatisticamente significativos eram formadas por ações de alta liquidez, sugerindo evidências de que o fator liquidez é consideravelmente maior para as carteiras formadas por ações de baixa liquidez.

Ressalta-se que os resultados obtidos não ficaram restritos à *proxy* utilizada, uma vez que não se observou alterações significativas no modelo de cinco fatores ao utilizar outras medidas de liquidez. Observou-se, praticamente, o mesmo poder explicativo, independente da medida utilizada (86%). Diante dessas evidências, a hipótese 2 do trabalho, de que a liquidez é precificada e explica parte das variações dos retornos das ações no mercado brasileiro, não pode ser rejeitada.

## Referências

- Amihud, Yakov. 2002. Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time Series Effects. *Journal of Financial Markets*, **5**, 31–56.
- Amihud, Yakov, & Medelson, Haim. 1989. The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns. *Journal of Finance*, **44**, 479–486.
- Amihud, Yakov, & Mendelson, Haim. 1986. Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics*, **17**, 223–249.
- Brooks, Chris. 2002. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Carhart, Mark M. 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, **52**, 57–82.

- Chan, Howard W., & Faff, Robert W. 2003. An Investigation Into the Role of Liquidity in Asset Pricing: Australian Evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, **11**, 555–572.
- Chan, Howard W., & Faff, Robert W. 2005. Asset Pricing and the Illiquidity Premium. *The Financial Review*, **40**, 429–458.
- Chordia, Tarun, Subrahmanyam, Avanidhar, & Anshuman, V. Ravi. 2001. Trading Activity and Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, **59**, 3–32.
- Correia, Laise F., Amaral, Hudson F., & Bressan, Aureliano A. 2008. O Efeito Da Liquidez Sobre a Rentabilidade de Mercado Das Ações Negociadas No Mercado Acionário Brasileiro. *Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE*, **5**, 111–118.
- Costa, Newton Carneiro A. da, Jr. 1990. Sazonalidades Do Ibovespa. *Revista de administração de empresas*, **30**, 79–84.
- Datar, Vinay T., Naik, Narayan Y., & Radcliffe, Robert. 1998. Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test. *Journal of Financial Markets*, **1**, 203–219.
- Eleswarapu, Venkat R., & Reinganum, Marc R. 1993. The Seasonal Behavior of the Liquidity Risk Premium in Asset Pricing. *Journal of Financial Economics*, **34**, 373–386.
- Elton, Edwin J., Gruber, Martin J., & Brown, Stephen J. 2004. *Moderna Teoria Das Carteiras e Análise de Investimentos*. São Paulo: Atlas.
- Fama, Eugene, & French, Kenneth R. 1996. Multi-Factor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, **51**, 55–84.
- Fama, Eugene, & French, Kenneth R. 2004. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, **18**, 25–46.
- Fama, Eugene F., & French, Kenneth R. 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, **47**, 427–465.
- Fama, Eugene F., & French, Kenneth R. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, **33**, 3–56.
- Fraletti, Paulo B. 2004. *Ensaio Sobre Taxa de Juros Em Reais e Sua Aplicação Na Análise Financeira*. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo. Tese de doutorado.
- Heij, Christiaan, Boer, Paul de, Franses, Philip H., Kloek, Teun, & Dijk, Herman K. Van. 2004. *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. Oxford: Oxford University Press.

- Jegadeesh, Narasimhan, & Titman, Sheridan. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, **48**, 65–91.
- Jegadeesh, Narasimhan, & Titman, Sheridan. 2001. Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. *Journal of Finance*, **56**, 699–720.
- Jun, Sang-Gyung, Marathe, Achla, & Shawky, Hany A. 2003. Liquidity and Stock Returns in Emerging Markets. *Emerging Markets Review*, **4**, 1–24.
- Keene, Marvin A., & Peterson, David R. 2007. The Importance of Liquidity as a Factor in Asset Pricing. *Journal of Financial Research*, **30**, 91–109.
- Keim, Donald B. 1983. Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, **12**, 13–32.
- Liew, Jimmy, & Vassalou, Maria. 2000. Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk Factors That Predict Economic Growth? *Journal of Financial Economics*, **57**, 221–245.
- Liu, Weimin. 2006. A Liquidity-Augmented Capital Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, **82**, 631–671.
- Málaga, Flávio K., & Securato, José R. 2004. *Aplicação Do Modelo de Três Fatores de Fama e French No Mercado Acionário Brasileiro – Um Estudo Empírico Do Período de 1995–2003*. Anais do ENANPAD, Curitiba.
- Malkiel, Burton G. 2003. The Efficient Markets Hypothesis and its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, **17**, 59–82.
- Marshall, Ben R., & Ypung, Martin. 2003. Liquidity and Stock Returns in Pure Order-Driven Markets: Evidence from Australian Stock Market. *International Review of Financial Analysis*, **12**, 173–188.
- Nguyen, Duong, Prakash, Suchismita M., & Ghosh, D. K. 2007. Liquidity and Asset Pricing under Three-Moment CAPM Paradigm. *The Journal of Financial Research*, **30**, 397–398.
- Pastor, Lubos, & Stambaugh, Robert F. 2003. Liquidity Risk and Expected Returns. *The Journal of Political Economy*, **111**, 642–685.
- Rouwenhorst, Geert K. 2008. International Momentum Strategies. *Journal of Finance*, **53**, 267–284.
- Santos, José O. dos, Famá, Rubens, & Mussa, Adriano. 2007. *A Adição Do Fator Risco Momento Ao Modelo de Precificação de Ativos Dos Três Fatores de Fama e French Aplicado Ao Mercado Acionário Brasileiro*. Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, São Paulo.

- Vaihekoski, Mika. 2004. Portfolio Construction for Tests of Asset Pricing Models. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, **13**, 1–39.
- Vieira, Kelmara M., & Milach, Felipe T. 2008. Liquidez/Iliquidez No Mercado Brasileiro: Comportamento No Período 1995-2005 e Suas Relações Com O Retorno. *Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE*, **5**, 5–16.