

## Liquidez e precificação de ativos: evidências do mercado brasileiro

**Márcio André Veras Machado**<sup>†</sup>

*Universidade Federal da Paraíba - UFPB*

**Márcia Reis Machado**<sup>Ω</sup>

*Universidade Federal da Paraíba - UFPB*

### RESUMO

Este artigo teve por objetivo analisar se o modelo de dois fatores desenvolvido por Liu (2006) explica as variações dos retornos das ações no mercado acionário Brasileiro. Teve-se como objetivo secundário comparar o desempenho do modelo de dois fatores de Liu com o do CAPM e com o de três fatores de Fama e French (1993), bem como investigar se o modelo é robusto às estratégias baseadas nos efeitos tamanho da empresa, *book-to-market*, estratégia momento, lucro/preço, fluxo de caixa/preço, liquidez e alavancagem, denominadas de anomalias de valor. Para o desenvolvimento do estudo, optou-se pelo emprego de portfólios e, para analisar o desempenho do modelo na explicação das variações dos retornos das ações, foram utilizadas regressões múltiplas em série de tempo. A população analisada consistiu de todas as empresas com ações listadas na BM&FBOVESPA, no período de 1995 a 2008. Como resultados principais, percebeu-se uma melhora no poder explicativo do modelo de dois fatores em relação ao CAPM e um desempenho muito próximo ao modelo de três fatores. Dessa forma, os resultados obtidos com o modelo de dois fatores são relevantes, considerando que se trabalhou com portfólios dinâmicos. Por fim, ainda que o modelo de dois fatores não tenha explicado as anomalias comumente documentadas na literatura, avanços foram evidenciados, sendo um importante passo na literatura, mesmo havendo muito a evoluir.

**Palavras-chave:** Liquidez. Modelo de precificação de ativos. CAPM. Três fatores de Fama e French (1993).

*Recebido em 16/06/2012; revisado em 29/08/2012; aceito em 06/11/2012; divulgado em 12/03/2014*

*\*Autor para correspondência:*

<sup>†</sup>. Doutor em Administração pela UnB.

**Vínculo:** Professor da Universidade Federal da Paraíba.

**Endereço:** Cidade Universitária, Campus I, Programa de Pós-Graduação em Administração, João Pessoa – PB - Brasil

**E-mail:** mavmachado@hotmail.com

**Telefone:** (83) 3216-7285

<sup>Ω</sup>Doutora em Contabilidade pela Universidade de São Paulo.

**Vínculo:** Professora da Universidade Federal da Paraíba.

**Endereço:** Cidade Universitária, Campus I, Programa de Pós-Graduação em Administração, João Pessoa – PB - Brasil

**E-mail:** marciareism@hotmail.com

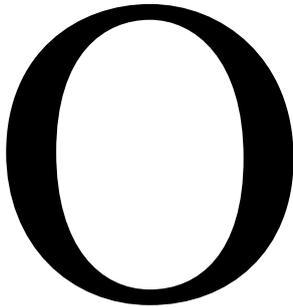
**Telefone:** (83) 3216-7285

*Nota do Editor: Esse artigo foi aceito por Bruno Funchal*



Este trabalho foi licenciado com uma Licença [Creative Commons - Atribuição 3.0 Não Adaptada](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/).

## 1 INTRODUÇÃO



Modelo de Precificação de Ativos (CAPM) pressupõe que apenas um único fator de risco afeta o retorno das ações, capturado pelo beta do ativo. Contudo, ao longo do tempo, evidências empíricas constataram que outros fatores de risco estão associados ao retorno das ações, alterando as previsões do CAPM.

Nas últimas décadas, muitos pesquisadores procuraram investigar o comportamento de anomalias sistemáticas detectadas na formação de preços dos ativos e não explicadas pelo CAPM. Eles descobriram estratégias que, historicamente, produziram retornos anormais positivos estatisticamente significativos, independente de seu nível de risco. Esse comportamento inconsistente com o CAPM foi considerado uma anomalia (FAMA; FRENCH, 1996).

Banz (1981), Fama e French (1992) e Keim (1983) constataram que as ações de empresas com baixo valor de mercado apresentaram retorno superior ao retorno daquelas com alto valor de mercado, caracterizando o efeito tamanho. Stattman (1980), Fama e French (1993), Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), De Bondt e Thaler (1985) evidenciaram que, no longo prazo, as ações de valor apresentavam uma rentabilidade superior às das ações de crescimento, além de um menor risco, caracterizando o efeito *book-to-market*, indo de encontro aos modelos de precificação de ativos que previam uma relação positiva entre risco e retorno. Jegadeesh e Titman (1993; 2001) documentaram que comprar as ações que obtiveram o melhor desempenho nos últimos três a 12 meses e vender as ações que tiveram o pior desempenho no mesmo período proporcionava retornos anormais no ano seguinte, caracterizando o efeito momento. Bhandari (1988) observou uma relação positiva entre o retorno acionário e a alavancagem, caracterizando o efeito alavancagem.

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

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 e French (1993), ficando conhecido como modelo de quatro fatores, o qual produziu evidências empíricas superiores ao modelo de três fatores.

Um dos pilares da teoria de precificação de ativos tradicionais é o pressuposto de que todos os ativos são líquidos e facilmente negociáveis pelos agentes econômicos. Na realidade, porém, muitas importantes classes de ativos não são completamente líquidas, e os agentes muitas vezes não podem comprar e vender tais ativos imediatamente (LONGSTAFF, 2005).

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 (AMIHUD; 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 o retorno esperado do ativo, mas também sua liquidez.

A literatura referente à inclusão da liquidez nos modelos de precificação de ativos é relativamente recente. Chan e Faff (2003) evidenciaram que a liquidez era precificada no mercado australiano, mesmo depois de controlado pelo índice *book-to-market*, tamanho, o beta das ações e momento. Chan e Faff (2005), no mercado australiano, e Pastor e Stambaugh (2003), no mercado americano, acrescentaram a liquidez ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), evidenciando forte suporte para o modelo que incorpora a liquidez. Keene e 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. Resultados semelhantes também foram obtidos por Machado e De Medeiros (2011), no Brasil.

Liu (2006) desenvolveu o modelo de dois fatores, acrescentando o fator liquidez ao modelo de fator único (CAPM). Conforme Liu (2006), trata-se de um modelo mais parcimonioso e com melhor desempenho na explicação da variação dos retornos que o CAPM e o modelo de três fatores de Fama e French (1993). Adicionalmente, o referido modelo mostrou-se robusto às anomalias de mercado que o CAPM e três fatores não têm capturado.

Machado e De Medeiros (2012) observaram 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. Ademais, constatou-se que tanto CAPM quanto o modelo de três fatores falham na explicação do efeito liquidez.

Considerando que existe um prêmio de liquidez no Brasil (MACHADO; DE MEDEIROS, 2012), bem como a importância da liquidez como fator de risco nos modelos de precificação dos ativos (MACHADO; DE MEDEIROS, 2011), este artigo teve por objetivo analisar se um modelo mais parcimonioso, composto pelo mercado e pela liquidez, conforme propõe Liu (2006), apresentaria um melhor desempenho na explicação da variação dos retornos que o CAPM e o modelo de três fatores de Fama e French (1993).

Tem-se como objetivo secundário comparar o desempenho do modelo de dois fatores com o do CAPM e com o de três fatores de Fama e French (1993), bem como investigar se o modelo é robusto às estratégias baseadas nos efeitos tamanho da empresa, *book-to-market* (B/M), estratégia momento, lucro/preço, fluxo de caixa/preço, liquidez e alavancagem, denominadas de anomalias de valor.

Além desta, o presente artigo possui cinco partes. Na seguinte, apresenta-se o referencial teórico, onde serão abordados os modelos de precificação de ativos: CAPM, dois e três fatores. 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

### 2.1 CAPM

O Modelo de Precificação de Ativos (CAPM) foi descoberto por Sharpe (1964) e Treynor (1961) e, posteriormente, desenvolvido por Mossin (1966), Lintner (1965) e Black (1972). De acordo com o CAPM, o retorno esperado de um ativo é função linear do ativo livre de risco, do risco sistemático do ativo (Beta) e do prêmio de risco da carteira de mercado em relação ao ativo livre de risco, conforme Equação 1.

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad (1)$$

Onde:

$R_i$  – Retorno real do ativo  $i$ ;  $R_f$  – Retorno real de uma *proxy* para o ativo livre de risco;  $b_i$  – Coeficiente beta da ação;  $R_m$  – Retorno real de uma *proxy* para a carteira de mercado.

O CAPM trouxe contribuições importantes para a tomada de decisão financeira, porque quantifica e precifica o risco. O desenvolvimento do modelo pressupõe algumas hipóteses simplificadoras, quais sejam (SHARPE, 1964; LINTNER, 1965; MOSSIN, 1966; BLACK, 1972):

- Os investidores são avessos ao risco e maximizam a utilidade esperada de sua riqueza;
- Os investidores são tomadores de preço e possuem expectativas homogêneas sobre os retornos dos ativos que possuem uma distribuição conjunta normal;
- Existe um ativo livre de risco o qual os investidores podem tomar emprestado ou emprestar montantes ilimitados a uma taxa livre de risco;
- As quantidades de ativos são fixas, todos os ativos são transacionáveis e perfeitamente divisíveis;
- As informações são gratuitas e simultaneamente disponíveis a todos os investidores;
- Não existem imperfeições de mercado como impostos, regulamentações ou restrições nas vendas pequenas.

De acordo com Fama e French (2004), os testes do CAPM são baseados em três implicações da relação entre retorno e o beta, implícita no modelo: os retornos esperados de todos os ativos são linearmente relacionados aos seus betas, e nenhuma outra variável possui poder explanatório marginal; o prêmio de risco é positivo, significando que o retorno esperado da carteira de mercado é superior ao retorno esperado do ativo livre de risco; no CAPM, ativos não correlacionados com o mercado têm retorno esperado igual ao retorno de um ativo livre de risco.

De acordo com a Equação 1, para o cálculo do CAPM, faz-se necessário o cálculo de três variáveis fundamentais: a taxa livre de risco, o beta e o prêmio de risco. Sharpe (1964) define taxa livre de risco como sendo um ativo no qual os investidores possuem certeza dos rendimentos futuros. Outra propriedade matemática do ativo livre de risco é a ausência de correlação entre seu retorno e o retorno de um ativo com risco, ou seja, um beta próximo a

zero. Caso se encontre um beta significativo para a taxa livre de risco, esse ativo apresentará um fator de risco sistemático, o que seria inconsistente com o conceito de ativo livre de risco.

O coeficiente beta é a tendência de uma ação mover-se com o mercado e mede a volatilidade da ação em relação a uma ação média. O que se procura medir com esse coeficiente é o grau de volatilidade de um título às mudanças no comportamento do mercado, partindo-se do princípio de que todos os títulos tendem a ter os seus preços alterados, em maior ou menor proporção, às alterações do mercado com um todo (ALCÂNTARA, 1981). De acordo com Fama e French (2004), o beta é proporcional ao risco que cada dólar investido no ativo  $i$  contribui para a carteira de mercado.

Uma vez que o risco total é igual à soma do risco sistemático (não diversificável) com o risco não sistemático (diversificável) e, assumindo que os participantes do mercado diversificam eficientemente suas carteiras, eliminando o risco não sistemático, o único componente que resta do risco total é o risco sistemático, representado pelo beta. Assim, para um mercado em equilíbrio, o risco sistemático de um ativo é suficiente para quantificar seu retorno exigido. Dessa forma, o coeficiente beta é obtido, regredindo-se os retornos em excesso do ativo objeto com os retornos em excesso da carteira de mercado.

A principal crítica ao CAPM foi feita por Roll (1977), questionando a testabilidade da carteira de mercado. Para ele, não é teoricamente claro que ativos podem legitimamente ser excluídos da carteira de mercado e a disponibilidade de dados limita substancialmente os ativos que são incluídos. Assim, os testes do CAPM são forçados a usar *proxies* para a carteira de mercado, testando-as se são de variância mínima. Para Roll (1977), a carteira de mercado seria composta por todos os ativos de risco da economia e, portanto, não poderia ser representada por um índice de mercado de ações, conforme evidenciam os trabalhos empíricos. De acordo com o autor, a menos que a verdadeira carteira de mercado fosse conhecida, o CAPM jamais poderia ser testado, e todas as metodologias propostas até então estariam testando a hipótese de mercado eficiente.

## 2.2 DOIS FATORES DE LIU (2006)

O modelo de dois fatores desenvolvido por Liu (2006) consiste no CAPM mais o fator liquidez, conforme Equação 2:

$$E(R_i) - R_f = a + \beta_i [E(R_m) - R_f] + l_i . E(LIQ) \quad (2)$$

Onde:  $R_i$  é o retorno real da cada carteira  $i$ ;  $R_f$  Retorno real de uma *proxy* para o ativo livre de risco;  $(R_m - R_f)$  prêmio pelo fator mercado ; LIQ prêmio pelo fator liquidez ;  $a, b$  e  $l$  são os coeficientes da regressão a estimar.

Como *proxy* para liquidez, Liu (2006) desenvolveu uma nova medida denominada de *Turnover* Padronizado ajustado pelo número de dias sem negociação no mercado nos últimos 12 meses, conforme Equação 3:

$$LIQ = \left[ X + \frac{1}{Z} \right] \times \frac{21 \times 12}{11.000 \cdot Y} \quad (3)$$

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 número de ações em circulação ao final daquele dia.

De acordo com Liu (2006), essa medida de liquidez 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.

Para calcular o fator liquidez, em junho de cada ano, as ações são ordenadas de acordo com sua medida de liquidez e divididas em dois grupos: ações de alta liquidez e ações de baixa liquidez. Mensalmente, o fator liquidez (LIQ) é calculado pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *Low* e a média dos retornos mensais das carteiras *High*.

Liu (2006), utilizando dados de empresas americanas, analisou o desempenho do modelo, no período de 1960 a 2003. Como principais resultados, tem-se que o modelo de dois fatores apresentou melhor desempenho na explicação dos retornos que o CAPM e o modelo de três fatores de Fama e French (1993). Além disso, o modelo de dois fatores mostrou-se robusto às anomalias tamanho, *book-to-market*, fluxo de caixa/preço, lucro/preço, liquidez e momento, que tanto o CAPM, como o modelo de três fatores falham em captar.

### 2.3 TRÊS FATORES DE FAMA E FRENCH (1993)

Fama e French (1992), partindo da premissa de que outros fatores de risco afetam o retorno das ações, além do mercado, avaliaram o impacto das variáveis *earnings to price*, beta, alavancagem, valor de mercado das empresas e o índice *book-to-market* na variação *cross-section* do retorno das ações, segundo a metodologia Fama e MacBeth (1973). Seus principais resultados foram que o beta sozinho ou combinado com outras variáveis tem pouco poder explanatório sobre o retorno médio das ações, ou seja, o beta não explica a variação *cross-section* no retorno das ações, contrariando as premissas do CAPM. As variáveis *earnings to price*, alavancagem e o índice *book-to-market*, quando usadas sozinhas, possuem poder explanatório sobre os retornos, e as variáveis valor de mercado e índice *book-to-market*, quando combinadas, absorvem o impacto da alavancagem e do *earnings to price*.

Logo, se os ativos são racionalmente precificados, seus resultados sugerem que os riscos das ações são multidimensionais, tendo como *proxy* as variáveis valor de mercado e índice *book-to-market*. Caso os ativos sejam precificados irracionalmente, e as variáveis valor de mercado e índice *book-to-market* não funcionem como *proxy* para o risco, seus resultados poderiam, ainda assim, ser usados para avaliar o desempenho de uma carteira e mensurar o retorno esperado de uma estratégia alternativa de investimento.

Baseado nessas evidências e nas anomalias identificadas em trabalhos anteriores, Fama e French (1993) incorporaram o efeito tamanho — representado pela diferença entre o retorno da carteira formada pelas empresas pequenas menos o retorno da carteira formada por empresas grandes (*small minus big* - SMB) — e o efeito HML (*high minus low*) — representado pela diferença entre o retorno da carteira formada por empresas com alto índice *book-to-market* menos o retorno da carteira formada por empresas com baixo índice *book-to-market* — ao modelo de precificação de ativos, propondo um modelo de três fatores na explicação dos retornos esperados, conforme Equação 4:

$$E(R_i) - R_f = a + \beta_i [E(R_m) - R_f] + S_i \cdot (SMB) + H_i \cdot (HML) \quad (4)$$

Onde:

$R_{c_i}$  : retorno real da carteira  $i$ ;  $(R_m - R_f)$ : prêmio pelo fator mercado;  $SMB$  : prêmio pelo fator tamanho;  $HML$  : prêmio pelo fator B/M.

Os trabalhos de Fama e French (1992; 1993), juntos, sugerem que existe um fundamento econômico por trás dos efeitos tamanho e índice *book-to-market* nos retornos das ações, mostrando que eles capturam o retorno *cross-section* das ações, consistente com um modelo de precificação de ativos multifatorial.

Ao aplicar o modelo de três fatores no mercado americano, Fama e French (1993) concluíram que o modelo era significativo e superior ao CAPM, na explicação dos retornos das ações, e os fatores mostraram-se estatisticamente significantes, com o índice *book-to-market* tendo um melhor poder explicativo dos retornos que o tamanho. Aliado a isso, os interceptos das regressões mostraram-se próximo de zero.

No Brasil, Matos e Rocha (2009) analisaram a capacidade de apreçamento e de previsão, utilizando o CAPM, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Para isso, foram analisados 18 fundos de investimento, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2006. Como resultados principais, observou-se uma maior incapacidade do CAPM de capturar as fontes comuns de risco entre os fundos de investimento como maior patrimônio líquido e maior rentabilidade acumulada excedente. Ademais, ao fazer uma análise da performance de previsão, percebeu-se um melhor desempenho do modelo de quatro fatores.

Sylvestre (2009) dá sequência ao trabalho de Matos e Rocha (2009), visando evidenciar se há algum padrão ou característica comum aos fundos de investimento. Para isso, faz uso do CAPM em sua versão canônica e com extensões não lineares, ampliando o período de estudo de Matos e Rocha (2009), incluindo os anos de 2007 e 2008, bem como aumentando o número de fundos, passando a analisar 75 fundos de investimento. Como principais resultados, sugerem que a incorporação da não linearidade parece ser relevante, ao acomodar melhor o incômodo gerado pelos alfas de Jensen, porém sendo capaz de melhor apreçar apenas alguns poucos fundos com alto patrimônio líquido e baixa *over-performance*, sugerindo a necessidade de desenvolver modelos *à la* Fama e French (1993) com fatores específicos para fundos de investimento.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 DADOS E METODOLOGIA

A população analisada 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. Utilizou-se esse período de tempo devido à maior estabilidade macroeconômica. Foram excluídas da amostra as empresas:

(a) financeiras, pois, segundo Fama e 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;

(b) que não apresentaram cotações mensais consecutivas por 24 meses, sendo 12 meses anteriores à data de formação das carteiras e 12 posteriores, tendo em vista que os 12 meses anteriores foram utilizados para o cálculo do fator momento, e os 12 posteriores para o cálculo do retorno das ações, que serviram de base para a obtenção dos retornos das carteiras;

(c) que não possuíam valor de mercado em 31 de dezembro e em 30 de junho de cada ano;

(d) que não apresentaram Patrimônio Líquido positivo em 31 de dezembro de cada ano.

Assim, 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 desta pesquisa foram extraídos do banco de dados da Economática.

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 sugerem 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 consistiu em analisar o desempenho do modelo de dois fatores na explicação dos retornos. Para isso, foram construídas, em junho de cada ano, 24 carteiras resultantes da intersecção de duas carteiras formadas com base no valor de mercado (*Small e Big*), três carteiras com base no índice BM (*Low* (30%), *medium* (40%) e *High* (30%)), duas carteiras com base na estratégia momento e duas carteiras com base na liquidez, utilizando o volume como *proxy*.

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, por meio da ponderação, pelo valor de mercado da ação em relação ao valor de mercado da carteira, dos retornos das ações que as compõem. Em junho de cada ano, as carteiras foram reformuladas. 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).

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*, 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 momento pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *Winners* e a média dos retornos mensais das *Losers*; o fator liquidez (LIQ) pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *Low* e a média dos retornos mensais das carteiras *High*. 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.

A segunda etapa consistiu em averiguar se o modelo de dois fatores era robusto às estratégias baseadas nos efeitos tamanho da empresa, *book-to-market* (B/M), estratégia momento, lucro/preço, fluxo de caixa/preço, liquidez e alavancagem, denominadas de anomalias de valor. Para isso, as ações foram agrupadas em portfólios, em junho de cada ano, de acordo com as variáveis de interesse, quais sejam: tamanho, mensurado pelo valor de mercado das empresas, índice *book-to-market* (BM), obtido pela divisão do valor contábil pelo valor de mercado do patrimônio líquido, estratégia de momento, mensurada pelo retorno acumulado dos últimos 11 meses, liquidez, mensurada pelo volume negociado, índice lucro/preço, determinado pela divisão entre o lucro por ação e o preço de fechamento da ação, índice fluxo de caixa operacional/preço, determinado pela divisão entre o ebitda e o valor de mercado das empresas, e alavancagem, determinada pela divisão do passivo oneroso pelo patrimônio líquido.

Assim, 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 variáveis de interesse 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 variáveis 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, mediante a 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.

### 3.2 O MODELO DE DOIS FATORES

O modelo de dois fatores utilizado nesta pesquisa teve como base o trabalho de Liu (2006). Para analisar o desempenho do modelo na explicação 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 fatores mercado (CAPM) e liquidez, conforme Equação 5:

$$RP_i - Rf_i = a + b(R_m - R_f)_i + l(LIQ)_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

Onde:  $RP_i$  é o retorno médio ponderado de cada carteira no mês  $i$ ;  $Rf$  é a taxa da Selic para no mês  $i$ ;  $(R_m - R_f)$  o fator mercado;  $LIQ$  o fator liquidez;  $a$ ,  $b$  e  $l$  são os coeficientes da regressão a estimar e  $\varepsilon$  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. Utilizou-se o volume negociado como *proxy* para liquidez, conforme sugerem Machado e De Medeiros (2011). O fator liquidez foi obtido, conforme descrito no item 3.1.

O Modelo de dois fatores implica que o retorno em excesso de um ativo é explicado pela covariância do seu retorno com o mercado e pelo fator liquidez. O termo constante na equação 3 é o retorno ajustado ao risco. Se o modelo de dois fatores explica o retorno, o intercepto não deveria ser significativamente diferente de zero (LIU, 2006).

## 4 RESULTADOS OBTIDOS

### 4.1 DESEMPENHO DO MODELO DE DOIS FATORES NA EXPLICAÇÃO DOS RETORNOS

Neste trabalho, obteve-se um prêmio de liquidez de 0,77%, significativo ao nível de 1%, próximo ao obtido por Liu (2006) no mercado americano (0,73%). Adicionalmente, observou-se um prêmio médio de 0,6825%, com um desvio padrão de 4,2742 e  $p$  valor de 0,066, ao retirar o mês de janeiro. Portanto, pode-se concluir que o prêmio de liquidez observado não é limitado ao mês de janeiro, corroborando com Liu (2006) e Datar, Naik e Radcliffe (1998) e contrariando Eleswarapu e Reinganum (1993).

De acordo com a Tabela 1, a regressão estimada, considerada isoladamente, mostrou-se significativa em termos estatísticos ao nível de significância de 1%, tendo em vista que o  $p$ -valor obtido para a estatística  $F$  é inferior a 0,01, em todas as carteiras. Adicionalmente, o fator mercado mostrou-se significativo em todas as carteiras, positivamente relacionado com o retorno e próximo de um, como esperado.

O fator liquidez mostrou-se significativo em 20 das 24 carteiras. Observa-se, também, que as quatro carteiras que não apresentaram significância estatística para o 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 e Peterson (2007) e Machado e De Medeiros (2011).

Obteve-se um coeficiente de determinação ajustado variando de 0,658 a 0,926, apresentado um poder explicativo médio de 0,801. Percebe-se que o poder explicativo em muitas carteiras é inferior a 80%. Observa-se, ainda, que 14 carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, sugerindo inadequação do modelo na explicação dos retornos. Assim, sugere-se que outros fatores podem estar influenciando a variação dos retornos.

**Tabela 1 – Resultados das Regressões para o Modelo de dois Fatores**

$$RP_i - Rf_i = a + b(R_m - R_f)_i + l(LIQ)_i + \varepsilon_i$$

Carteira	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>l</i>	<i>R</i> <sup>2</sup> <i>ajust</i>	Teste <i>F</i>
BHLOSHL <sup>1</sup>	-0,0250*	1,0452*	-0,4143**	0,7810	0,0000
BHLOSLL <sup>2</sup>	-0,0285*	1,0429*	0,8038*	0,8136	0,0000
BHWINHL <sup>2</sup>	-0,0047	0,9784*	-0,3112**	0,8590	0,0000
BHWINLL <sup>1</sup>	-0,0028	1,0264*	0,7194*	0,8008	0,0000
BLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0063	0,9542*	0,4986*	0,8482	0,0000
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,0034	0,9325*	0,8984*	0,8348	0,0000
BLWINHL <sup>2</sup>	0,0121*	1,0026*	-0,2209	0,8909	0,0000
BLWINLL <sup>1</sup>	0,0134**	0,9660*	1,2318*	0,7980	0,0000
BMLOSHL <sup>1</sup>	-0,0137*	1,0318*	-0,1185	0,9100	0,0000
BMLOSLL <sup>1</sup>	-0,0121**	1,0590*	0,8092*	0,7865	0,0000
BMWINHL <sup>1</sup>	0,0075**	1,0037*	-0,2397*	0,9259	0,0000
BMWINLL <sup>1</sup>	-0,0016	1,0311*	0,7140*	0,8727	0,0000
SHLOSHL <sup>2</sup>	-0,0350*	1,0083*	0,3315***	0,7505	0,0000
SHLOSLL <sup>1</sup>	-0,0239*	0,9959*	1,1853*	0,6589	0,0000
SHWINHL <sup>2</sup>	-0,0078	1,0048*	0,2092	0,7852	0,0000
SHWINLL <sup>2</sup>	-0,0263*	0,9256*	1,8080*	0,7232	0,0000
SLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0079	0,9379*	0,5200*	0,7984	0,0000
SLLOSLL <sup>1</sup>	0,0002	1,0154*	1,3653*	0,6583	0,0000
SLWINHL <sup>2</sup>	0,0239**	1,0007*	0,1977	0,7222	0,0000
SLWINLL <sup>1</sup>	0,0206**	0,9713*	1,4970*	0,7057	0,0000
SMLOSHL <sup>1</sup>	-0,0191*	1,0022*	0,4517*	0,8108	0,0000
SMLOSLL <sup>2</sup>	-0,0172*	1,0016*	1,0534*	0,8256	0,0000
SMWINHL <sup>1</sup>	-0,0083	1,0269*	0,7524*	0,8467	0,0000
SMWINLL	-0,0097	1,0290*	1,5708*	0,8057	0,0000

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

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

<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão de Newey-West com 4 lags

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso dos testes FIV (*variance inflation factor*) e tolerância (*tolerance*). Obteve-se um FIV de 0,9758589 e *tolerance* de 1,0247383, concluindo-se pela inexistência de colinearidade

Com o objetivo de comparar o desempenho dos modelos, executou-se o CAPM (Tabela 2) e o modelo de três fatores para as mesmas carteiras (Tabela 3). Em ambos os modelos, a regressão estimada, considerada isoladamente, mostrou-se significativa em termos estatísticos ao nível de significância de 1%, tendo em vista que o  $p$ -valor obtido para a estatística  $F$  é inferior a 0,01 em todas as carteiras. Adicionalmente, o fator mercado mostrou-se significativo em todas as carteiras, positivamente relacionado com o retorno e próximo de um, como esperado. O fator tamanho mostrou-se significativo em 20, e o fator BM, em 17 das 24 carteiras.

**Tabela 2 – Resultados das Regressões para o CAPM**

$$R_i - R_f = a + b(R_m - R_f)_i + \varepsilon_i$$

Carteira	$a$	$b$	$R^2_{ajust}$
BHLOSHL <sup>1</sup>	-0,029*	1,063*	0,774
BHLOSLL <sup>2</sup>	-0,013*	1,008*	0,778
BHWINHL <sup>2</sup>	-0,008***	0,992*	0,854
BHWINLL <sup>2</sup>	0,004	0,996*	0,772
BLLOSHL <sup>1</sup>	-0,002	0,933*	0,832
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,012***	0,894*	0,777
BLWINHL <sup>2</sup>	0,010**	1,012*	0,889
BLWINLL <sup>1</sup>	0,024*	0,913*	0,703
BMLOSHL	-0,015*	1,037*	0,910
BMLOSLL <sup>1</sup>	-0,005	1,024*	0,753
BMWINHL <sup>1</sup>	0,005	1,014*	0,923
BMWINLL <sup>1</sup>	0,005	1,000*	0,841
SHLOSHL <sup>1</sup>	-0,032*	0,994*	0,746
SHLOSLL <sup>1</sup>	-0,013	0,945*	0,591
SHWINHL <sup>1</sup>	-0,006	0,996*	0,784
SHWINLL <sup>2</sup>	-0,010	0,848*	0,540
SLLOSHL <sup>1</sup>	-0,003	0,781*	0,781
SLLOSLL <sup>1</sup>	0,013	0,957*	0,573
SLWINHL <sup>2</sup>	0,026*	0,992*	0,722
SLWINLL <sup>1</sup>	0,034*	0,907*	0,587
SMLOSHL <sup>1</sup>	-0,015**	0,983*	0,793
SMLOSLL <sup>2</sup>	-0,008	0,956*	0,758
SMWINHL <sup>1</sup>	-0,002	0,995*	0,813
SMWINLL <sup>1</sup>	0,004	0,962*	0,672

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

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

<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão de Newey-West com 4 lags

**Tabela 3 – Resultados das Regressões Para o Modelo de Três Fatores**

$$R_i - R_f = a + b(R_m - R_f)_i + s(Tamanho)_i + h(BM)_i + \varepsilon_i$$

Carteira	a	b	s	h	R <sup>2</sup> ajust	Teste F
BHLOSHL <sup>1</sup>	-0,0005	1,0195*	-0,1201	0,9847*	0,8492	0,000
BHLOSLL <sup>2</sup>	-0,0050	1,0094*	0,6676*	0,5839*	0,8234	0,000
BHWINHL <sup>1</sup>	0,0098***	0,9608*	-0,1931***	0,6037*	0,8932	0,000
BHWINLL <sup>2</sup>	0,0113	1,0065*	0,6055*	0,2778**	0,7950	0,000
BLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0155*	0,9638*	0,3363**	-0,4738*	0,8668	0,000
BLLOSLL <sup>1</sup>	0,0026	0,9295*	0,6508*	-0,2983**	0,8230	0,000
BLWINHL <sup>2</sup>	-0,0017	1,0273*	-0,0360	-0,4143*	0,9035	0,000
BLWINLL <sup>2</sup>	0,0066	0,9551*	0,4822**	-0,6148*	0,7587	0,000
BMLOSHL <sup>1</sup>	-0,0079***	1,0270*	-0,0103	0,2392**	0,9140	0,000
BMLOSLL <sup>1</sup>	-0,0014	1,0312*	0,3292**	0,1268	0,7559	0,000
BMWINHL <sup>1</sup>	0,0064	1,0085*	-0,1142	0,0325	0,9226	0,000
BMWINLL <sup>1</sup>	0,0036	1,0234*	0,5961*	-0,0332	0,8643	0,000
SHLOSHL <sup>2</sup>	-0,0196*	1,0205*	1,2318*	0,4605*	0,8421	0,000
SHLOSLL <sup>1</sup>	0,0121	0,9686*	1,6540*	0,9207*	0,7688	0,000
SHWINHL <sup>1</sup>	0,0041	1,0156*	0,9491*	0,3705**	0,8437	0,000
SHWINLL <sup>2</sup>	0,0001	0,8920*	1,6342*	0,3868**	0,6976	0,000
SLLOSHL <sup>1</sup>	-0,0087	0,9543*	0,8769*	-0,1734	0,8440	0,000
SLLOSLL <sup>1</sup>	-0,0022	1,0363*	1,6604*	-0,4818***	0,7403	0,000
SLWINHL <sup>1</sup>	0,0117***	1,0488*	1,0423*	-0,4695*	0,8126	0,000
SLWINLL <sup>1</sup>	0,0194**	0,9778*	1,4162*	-0,4856*	0,7331	0,000
SMLOSHL	-0,0098***	1,0162*	1,1440*	0,2063**	0,8838	0,000
SMLOSLL	-0,0053	0,9947*	1,1735*	0,1088	0,8461	0,000
SMWINHL <sup>1</sup>	0,0006	1,0316*	1,1206*	0,0952	0,8932	0,000
SMWINLL <sup>1</sup>	0,0059	1,0055*	1,2910*	0,0756	0,7655	0,000

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

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

<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão de Newey-West com 4 lags

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.

Ao utilizar o CAPM, obteve-se um coeficiente de determinação ajustado médio de 0,757, e dez carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero (Tabela 2). Utilizando o modelo de três fatores, obteve-se um coeficiente de determinação ajustado médio de 0,827 e seis carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero (Tabela 3). Assim, observou-se inadequação de ambos os modelos na explicação dos retornos, sugerindo que outros fatores podem estar influenciando a variação dos retornos.

No entanto, apesar de para a maioria das 24 carteiras os alfas serem significativamente diferente de zero, percebe-se uma melhora no poder explicativo em relação ao CAPM (4,37%) e um desempenho muito próximo ao modelo de três fatores. Dessa forma, os resultados obtidos com o modelo de dois fatores são relevantes, considerando que se trabalhou com portfólios dinâmicos. Por fim, ressalta-se que as diferenças em relação ao trabalho de Liu (2006), principalmente quanto ao número de interceptos significativos, podem

ser devidas à *proxy* utilizada, à quantidade de carteiras construídas, à quantidade de ações em cada carteira, bem como na metodologia empregada.

Machado e De Medeiros (2011) analisaram a existência do prêmio de liquidez no mercado acionário e também verificaram se o mesmo é precificado e explica parte das variações dos retornos dos ativos. Para a análise do efeito liquidez, foi construído o modelo de cinco fatores, com o acréscimo do fator liquidez ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Em relação ao desempenho do modelo de cinco fatores, os autores demonstraram a superioridade do modelo em relação ao CAPM, ao modelo de três e ao de quatro fatores, aumentando, em média, o poder explicativo em 10,2%, 3,2% e 1,7%, respectivamente. Além disso, a inclusão do fator liquidez provocou alterações nos coeficientes dos demais fatores de risco, além de diminuir o número de interceptos diferentes de zero.

Diante dos resultados obtidos por Machado e De Medeiros (2011), objetivou-se comparar o desempenho do modelo de dois fatores com o de cinco fatores, cujos dados foram extraídos do trabalho de Machado e De Medeiros (2011). Percebe-se, por meio da Tabela 4, que, ao incluir o fator liquidez no modelo de quatro fatores de Carhart (1997), há uma melhora no poder explicativo do modelo comparativamente aos demais (observa-se um aumento de 10,2% em relação ao CAPM), bem como uma redução na significância dos alfas (conforme Machado e De Medeiros (2011), com o modelo de cinco fatores, apenas três carteiras apresentaram alfas significativos), evidenciando um avanço importante na literatura. Por fim, pode-se concluir que o acréscimo do fator liquidez no modelo de quatro fatores apresenta desempenho melhor que no contexto do CAPM, evidenciando a importância dos demais fatores na explicação da variação dos retornos.

**Tabela 4 – Análise Comparativa do Poder Explicativo dos Modelos**

Carteira	CAPM	2 Fatores	3 Fatores	5 Fatores
BHLOSHL	0,77	0,78	0,85	0,87
BHLOSLL	0,78	0,81	0,82	0,86
BHWINHL	0,85	0,86	0,89	0,90
BHWINLL	0,77	0,80	0,80	0,85
BLLOSHL	0,83	0,85	0,87	0,88
BLLOSLL	0,78	0,83	0,82	0,86
BLWINHL	0,89	0,89	0,90	0,92
BLWINLL	0,70	0,80	0,76	0,84
BMLOSHL	0,91	0,91	0,91	0,92
BMLOSLL	0,75	0,79	0,76	0,83
BMWINHL	0,92	0,93	0,92	0,93
BMWINLL	0,84	0,87	0,86	0,88
SHLOSHL	0,75	0,75	0,84	0,86
SHLOSLL	0,59	0,66	0,77	0,80

SHWINHL	0,78	0,79	0,84	0,86
SHWINLL	0,54	0,72	0,70	0,79
SLLOSHL	0,78	0,80	0,84	0,86
SLLOSL	0,57	0,66	0,74	0,80
SLWINHL	0,72	0,72	0,81	0,85
SLWINLL	0,59	0,71	0,73	0,78
SMLOSHL	0,79	0,81	0,88	0,90
SMLOSL	0,76	0,83	0,85	0,86
SMWINHL	0,81	0,85	0,89	0,90
SMWINLL	0,67	0,81	0,77	0,84
Média	0,76	0,80	0,83	0,86
Mínimo	0,54	0,66	0,70	0,78
Máximo	0,92	0,93	0,92	0,93

#### 4.2 DESEMPENHO DO MODELO DE DOIS FATORES NA EXPLICAÇÃO DAS ANOMALIAS

Esta seção teve por objetivo analisar a capacidade do modelo de dois fatores na explicação das anomalias. Para isso, foram executadas regressões em séries temporais em cada uma das cinco carteiras. 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, a anomalia existe e o modelo falha na sua explicação. A Tabela 5 evidencia os resultados, quando as carteiras são ordenadas com base no Volume, Momento, Tamanho e Alavancagem, e a Tabela 6, quando ordenadas com base nos índices BM, Ebitda/Preço e Lucro/Preço.

De acordo com a Tabela 5, apesar de o prêmio somente ter sido significativamente diferente de zero, quando as carteiras são ordenadas com base na estratégia momento, percebe-se que o modelo de dois fatores falha na explicação de tais anomalias, tendo em vista que, em todas as carteiras, os interceptos são significativamente diferentes de zero, com exceção de quando as carteiras são ordenadas com base no tamanho.

**Tabela 5 – Desempenho do Modelo de dois Fatores nas Carteiras Construídas com base no Volume, Momento, Tamanho e Alavancagem**

	1	2	3	4	5	5-1
Volume						
<i>a</i>	0,054*	0,046*	0,051*	0,048*	0,064*	0,010
<i>b</i>	0,217*	0,221*	0,227*	0,207*	0,124*	-0,092
<i>l</i>	-1,396*	-0,643*	-0,370*	-0,278***	0,299	1,696*
<i>R<sup>2</sup>ajust</i>	0,544	0,378	0,289	0,220	0,005	-
<i>Teste F</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,239	-
<i>DW</i>	2,203	2,035	1,856	1,959	1,926	-
<i>JB</i>	0,000	0,233	0,209	0,439	0,000	-
<i>White</i>	0,000	0,000	0,000	0,038	0,768	-
<i>Schwarz</i>	-2,523	-2,733	-2,628	-2,537	-0,812	-
<i>Obs</i>	2	1	1	1	1	-
Momento						

<i>a</i>	0,014*	0,007***	-0,0061***	-0,014*	-0,024*	-0,038*
<i>b</i>	1,004*	1,001*	1,033*	0,972*	1,025*	0,021
<i>l</i>	0,373**	-0,057	0,066	0,094	0,423**	0,051
<i>R<sup>2</sup>ajust</i>	0,877	0,950	0,934	0,899	0,814	-
<i>Teste F</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<b>DW</b>	2,134	2,203	2,171	2,215	1,990	-
<b>JB</b>	0,000	0,000	0,246	0,000	0,000	-
<b>White</b>	0,669	0,000	0,016	0,000	0,320	-
<b>Schwarz</b>	-2,814	-3,763	-3,515	-3,083	-2,284	-
<b>Obs</b>	1	2	1	2	1	-
<b>Tamanho</b>						
<i>a</i>	0,001	-0,005	-0,007	-0,003	-0,003	-0,004
<i>b</i>	0,999*	1,016*	1,011*	1,012*	0,960*	-0,039
<i>l</i>	-0,144*	0,646*	0,738*	0,830*	0,531	0,675
<i>R<sup>2</sup>ajust</i>	0,996	0,940	0,898	0,882	0,802	-
<i>Teste F</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<b>DW</b>	2,240	1,926	2,227	2,323	2,249	-
<b>JB</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<b>White</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<b>Schwarz</b>	-6,616	-3,576	-3,018	-2,842	-2,336	-
<b>Obs</b>	2	1	2	2	2	-
<b>Endividamento</b>						
<i>a</i>	0,048*	0,050*	0,048*	0,055*	0,045*	-0,003
<i>b</i>	0,254*	0,232*	0,256*	0,177*	0,200*	-0,054
<i>l</i>	-0,716*	-1,371*	-0,867*	-1,173*	-0,867*	-0,151
<i>R<sup>2</sup>ajust</i>	0,357	0,461	0,427	0,427	0,301	-
<i>Teste F</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<b>DW</b>	1,904	1,792	2,323	2,195	2,239	-
<b>JB</b>	0,000	0,000	0,000	0,822	0,000	-
<b>White</b>	0,000	0,000	0,015	0,000	0,000	-
<b>Schwarz</b>	-3,396	-2,185	-2,491	-2,425	-2,201	-
<b>Obs</b>	1	1	2	1	2	-

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

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

<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão de Newey-West com 4 lags

**Tabela 6 – Desempenho do Modelo de dois Fatores nas Carteiras Construídas com base nos índices BM, Ebitda/Preço e Lucro/Preço**

	1	2	3	4	5	5-1
<b>BM</b>						
<i>a</i>	-0,018**	-0,013**	-0,011**	-0,001	0,006	0,024**
<i>b</i>	1,019*	1,064*	1,006*	1,022*	0,972*	-0,047
<i>l</i>	-0,280	0,348*	0,279**	-0,042	0,216	0,496
<i>R<sup>2</sup>ajust</i>	0,767	0,889	0,892	0,945	0,284	-
<i>Teste F</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<b>DW</b>	2,144	2,280	2,287	1,996	2,009	-
<b>JB</b>	0,013	0,000	0,000	0,012	0,000	-
<b>White</b>	0,000	0,000	0,029	0,000	0,000	-
<b>Schwarz</b>	-2,037	-2,807	-2,951	-3,639	-3,311	-
<b>Obs</b>	1	2	2	1	1	-
<b>EbitdaP</b>						
<i>a</i>	0,029*	0,051*	0,058*	0,055*	0,041*	0,011**

<i>b</i>	0,299*	0,244*	0,203*	0,203*	0,214*	-0,085**
<i>l</i>	-0,680*	-0,995*	-1,386*	-0,947*	-0,580*	0,100
<i>R<sup>2</sup>ajust</i>	0,338	0,398	0,475	0,375	0,307	-
<i>Teste F</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<i>DW</i>	2,050	2,220	2,174	2,141	1,992	-
<i>JB</i>	0,015	0,615	0,000	0,000	0,062	-
<i>White</i>	0,446	0,000	0,000	0,000	0,505	-
<i>Schwarz</i>	-2,138	-2,297	-2,297	-2,413	-2,550	-
<i>Obs</i>	1	2	1	1	1	-
LP						
<i>a</i>	0,051*	0,054*	0,054*	0,041*	0,035*	-0,016*
<i>b</i>	0,207*	0,245*	0,262*	0,218*	0,288*	0,081**
<i>l</i>	-1,275*	-1,108*	-0,715*	-0,718*	-0,550*	0,725*
<i>R<sup>2</sup>ajust</i>	0,494	0,423	0,396	0,315	0,347	-
<i>Teste F</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<i>DW</i>	2,024	2,293	2,164	1,933	1,858	-
<i>JB</i>	0,000	0,000	0,719	0,011	0,936	-
<i>White</i>	0,000	0,000	0,056	0,123	0,031	-
<i>Schwarz</i>	-2,484	-2,297	-2,520	2,381	-2,347	-
<i>Obs</i>	1	2	1	1	1	-

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

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

<sup>2</sup> Erros-padrão ajustados para correlação serial, usando erro padrão de Newey-West com 4 lags

Conforme Tabela 6, quando as carteiras são ordenadas com base nos índices BM e Ebitda/Preço, observa-se uma tendência nos interceptos ao longo das carteiras, porém contrária ao previsto, evidenciando um prêmio de 2,4% e 1,1% ao mês, respectivamente, significativo ao nível de 5%. Adicionalmente, os interceptos são significativamente diferentes de zero em todas as carteiras, quando ordenada por Ebitda/Preço, e nas carteiras 1, 2 e 3, quando ordenada por BM. Quando as carteiras são ordenadas com base no índice Lucro/Preço, também se observa uma tendência nos interceptos, evidenciando um prêmio 1,6% ao mês, significativo ao nível de 1%. Diante dessas evidências, pode-se concluir que o modelo de dois fatores não capta os efeitos BM, Ebitda/Preço e Lucro/Preço.

## 5 CONCLUSÃO

Este artigo teve por objetivo analisar se o modelo de dois fatores desenvolvido por Liu (2006) explica as variações dos retornos das ações no mercado acionário Brasileiro. Teve-se como objetivo secundário comparar o desempenho do modelo de dois fatores com o do CAPM e com o de três fatores de Fama e French (1993), bem como investigar se o modelo é robusto às estratégias baseadas nos efeitos tamanho da empresa, *book-to-market* (B/M), estratégia momento, lucro/preço, fluxo de caixa/preço, liquidez e alavancagem, denominadas de anomalias de valor.

Obteve-se um prêmio de liquidez de 0,77%, significativo ao nível de 1%, e não limitado ao mês de janeiro. Apesar de para a maioria das 24 carteiras os alfas serem significativamente diferente de zero, percebeu-se uma melhora no poder explicativo do modelo de dois fatores em relação ao CAPM e um desempenho muito próximo ao modelo de três fatores. Dessa forma, os resultados obtidos com o modelo de dois fatores são relevantes, considerando que se trabalhou com portfólios dinâmicos. Por fim, ainda que o modelo de dois fatores não tenha explicado as anomalias comumente documentadas na literatura, avanços foram evidenciados, sendo um importante passo na literatura, mesmo havendo muito a evoluir.

Pesquisas futuras podem certamente ser desenvolvidas, explorando ainda mais o desempenho do modelo de dois fatores proposto por Liu (2006) na explicação da variação dos retornos. Particularmente, este artigo utilizou dados de retornos mensais. Contudo, resultados diferentes poderiam ter sido obtidos se fossem utilizadas taxas diárias de retorno. Outros períodos de tempo, *proxies* alternativas para liquidez e diferentes amostras podem ser estudados, bem como diferentes metodologias de construção das carteiras podem ser implementadas, como, por exemplo, utilizar a técnica multivariada de análise de *cluster*, para a construção das carteiras. Assim, seria possível verificar a estabilidade dos resultados obtidos nesta pesquisa.

## REFERÊNCIAS

- ALCANTARA, J. C. G. O modelo de avaliação de ativos (capital asset pricing model): aplicações. **Revista de Administração de Empresa**, v. 21, n. 1, p. 55-65, 1981.
- 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, n. 1, 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.
- BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3-18, 1981.
- BHANDARI, C. L. Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. **Journal of Finance**, v. 43, n. 2, p. 507-528, 1988.

BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**, v. 45, n. 3, p. 444-455, 1972.

BLUME, M. E.; FRIEND, I. A new look at the capital asset pricing model. **Journal of Finance**, v. 28, n. 1, p. 19-33, 1973.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

CARHART, M. M. On persistence in mutual fund performance. **Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.

CHAN, H. W.; FAFF, R. W. An investigation into the role of liquidity in asset pricing: Australian evidence. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 11, n. 5, p. 555-572, 2003.

CHAN, H. W.; FAFF, R. W. Asset pricing and the illiquidity premium. **The Financial Review**, v. 40, n. 4, p. 429-458, 2005.

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.

DeBONDT, W. F.; THALER, R. Does the stock market overreact? **Journal of Finance**, v. 40, n. 3, p. 793-805, 1985.

ELESWARAPU, V. R.; REINGANUM, M. R. The seasonal behavior of the liquidity risk premium in asset pricing. **Journal of Financial Economics**, v. 34, n. 3, p. 373-386, 1993.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. **Modern portfolio theory and investment analysis**. 5. ed. New York: John Wiley, 1995.

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. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **Journal of Finance**, v. 51, n. 1, p. 55-84, 1996.

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. 160 f. Tese (Doutorado em Administração) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2004.

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.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations. **Journal of Finance**, v. 56, n. 2, p. 699-720, 2001.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65-91, 1993.

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 returns seasonality. **Journal of Financial Economics**, v. 12, n. 1, p. 13-32, 1983.

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Contrarian investment, extrapolation, and risk. **Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1541-1578, 1994.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.

LIU, W. A liquidity-augmented capital asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 82, n. 3, p. 631-671, 2006.

LONGSTAFF, F. A. Asset pricing in markets with illiquid assets. **University of California, Los Angeles (UCLA)**, working paper, 2005. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=687298>>.

MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: evidências empíricas no mercado acionário brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 9, n. 3, p. 383-412, 2011.

MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. Existe o efeito liquidez no mercado acionário brasileiro? **Brazilian Business Review**, v. 9, n. 4, p. 28-51, 2012.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.

MATOS, P. R. F.; ROCHA, J. A. T. Ações e fundos de investimentos em ações: fatores de risco comum? **Brazilian Business Review**, v. 6, n. 1, p. 22-43, 2009.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p.768-783, 1966.

PASTOR, L.; STAMBAUGH, R. F. Liquidity risk and expected returns. **The Journal of Political Economy**, v. 111, n. 3, p. 642-685, 2003.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Financial**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

STATTMAN, D. Book values and stock returns. The Chicago MBA: **Journal of Selected Papers**, v. 4, p. 25-45, 1980.

SYLVESTRE, G. Z. **Análise do efeito do patrimônio líquido no apreçamento de fundos de investimento em ações**. 2009. 42 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.

TREYNOR, J. **Toward a theory of the market value of risky assets**. Artigo não publicado, 1961.

VAIHEKOSKI, M. Portfolio construction for tests of asset pricing models. **Financial Markets, Institutions & Instruments**, v. 13, n. 1, p. 1-39, 2004.