

EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DO MODELO DE DOIS FATORES DE LIU (2006) NO BRASIL

Márcio André Veras Machado

Doutor em Administração

Professor do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal da Paraíba (PPGA/UFPB) e do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis - UnB/UFPB/UFRN

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas - Campus I, Programa de Pós-Graduação em Administração. Cidade Universitária - Campus I. Castelo Branco, Cep: 58059-900 - Joao Pessoa/PB. Tel.: (83) 3216-7492
e-mail: mavmachado@hotmail.com

Márcia Reis Machado

Doutora em Controladoria e Contabilidade

Professora do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis - UnB/UFPB/UFRN

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas - Campus I, Programa de Pós-Graduação em Contabilidade. Cidade Universitária - Campus I. Castelo Branco, Cep: 58059-900 - Joao Pessoa/PB. Tel.: (83) 3216-7492
e-mail: marciareism@hotmail.com

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 Bolsa de Valores do Estado de São Paulo – BOVESPA - entre 1º de junho de 1995 e 30 de junho de 2008. 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). Como resultados principais, observou-se que o modelo de dois fatores apresentou desempenho pior que o CAPM e que o de três fatores de Fama e French na explicação da variação dos retornos e não se mostrou robusto às anomalias estudadas.

Palavras-Chave: Liquidez. Precificação de Ativos. CAPM. Três Fatores de Fama e French (1993).

Área Temática: Mercados Financeiro, de Crédito e de Capitais.

1. INTRODUÇÃO

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

A importância da liquidez vem do desejo dos investidores de serem recompensados por incorrerem em mais risco. Os investidores exigem um certo nível de liquidez, para que possam entrar e sair do mercado sem incorrer em perdas. Assim, investidores requerem um prêmio de risco aos títulos que não atendam suas necessidades de liquidez. Dessa forma, retorno e liquidez de ativos apresentam uma relação inversa, onde os investidores estão dispostos a aceitar um retorno menor de títulos com um maior nível de liquidez (AMIHUD, 2002).

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 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.

Dessa forma, este artigo tem por objetivo analisar se o modelo de dois fatores desenvolvido por Liu (2006) explica as variações dos retornos das ações no mercado acionário Brasileiro. 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 CAPM teve seu marco inicial com a publicação dos trabalhos de Treynor (1961), Sharpe (1964) e Lintner (1965). O CAPM estabelece que 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.

$$E(R_s) = R_f + \beta_i \times E(R_m - R_f) \quad (1)$$

Onde:

R_s – Custo do capital próprio; R_f – Taxa livre de risco; β_i – Coeficiente beta da ação; R_m – Retorno da carteira de mercado.

Segundo Elton e Gruber (1995), o CAPM possui as seguintes premissas: não existem custos de transação; os ativos são infinitamente divisíveis; ausência de imposto de renda pessoa física; supõe que os indivíduos apresentam aversão ao risco e maximizam uma função de utilidade com base na média e no desvio padrão dos retornos esperados; investidores não manipulam preços e possuem expectativas homogêneas a respeito da média e do desvio padrão dos retornos; a distribuição dos retornos esperados segue uma distribuição de probabilidade normal e os retornos não são autocorrelacionados; os investidores podem emprestar ou tomar emprestado à taxa livre de risco; todos os ativos são negociáveis; os mercados financeiros são eficientes.

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 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. A taxa de retorno livre de risco é, teoricamente, aquela cujo retorno esperado é igual ao retorno efetivo, ou seja, aquela em que não há variância no retorno. Para Fraletti (2004), a taxa livre de risco é aquela que possui covariância zero com a carteira de mercado, ou seja, que possui beta igual à zero.

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.

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:

$$RP_i - Rf_i = a + b(R_m - R_f)_i + l(LIQ)_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Onde: RP_i é o retorno médio ponderado de cada carteira no mês i ; Rf é a taxa livre de risco 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.

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:

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

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 o 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 sim, 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:

$$R_{c_{i,t}} - R_f = \alpha_i + b_i(R_{m_t} - R_{f_t}) + S(SMB_t) + H(HML_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Onde:

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

Os 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.

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 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 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 sugere Blume e Friend (1973), Fama e French (2004) e Vaihekoski (2004).

Para alcançar o objetivo proposto, a análise foi dividida em duas etapas. A primeira etapa consistiu em 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, através 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, através da ponderação, pelo valor de mercado da ação em relação ao valor de mercado da carteira, dos retornos das ações que as compõem. Anualmente, as carteiras foram rebalanceadas. Para o cálculo do retorno em excesso, adotou-se o retorno mensal da Selic, como uma *proxy* para a taxa de retorno livre de risco.

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 ε é o erro aleatório (ruído branco) com distribuição normal, média zero e variância constante σ^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	a	b	l	R^2_{ajust}	Teste F	DW	JB	White	Schwarz
BHLOSHL ¹	-0,0250*	1,0452*	-0,4143**	0,7810	0,0000	2,0656	0,0000	0,0044	-1,9727
BHLOSLL ²	-0,0285*	1,0429*	0,8038*	0,8136	0,0000	2,3085	0,0039	0,2444	-2,2443
BHWINHL ²	-0,0047	0,9784*	-0,3112**	0,8590	0,0000	2,5230	0,0061	0,7483	-2,6493
BHWINLL ¹	-0,0028	1,0264*	0,7194*	0,8008	0,0000	2,3777	0,0014	0,0963	-2,1961
BLLOSHL ¹	-0,0063	0,9542*	0,4986*	0,8482	0,0000	2,0620	0,0008	0,0000	-2,6722
BLLOSLL ¹	0,0034	0,9325*	0,8984*	0,8348	0,0000	2,0369	0,0000	0,0737	-2,6050
BLWINHL ²	0,0121*	1,0026*	-0,2209	0,8909	0,0000	2,3936	0,0004	0,0051	-2,9046
BLWINLL ¹	0,0134**	0,9660*	1,2318*	0,7980	0,0000	2,1352	0,0000	0,2931	-2,2628
BMLOSHL ¹	-0,0137*	1,0318*	-0,1185	0,9100	0,0000	2,0385	0,6455	0,0339	-3,0724
BMLOSLL ¹	-0,0121**	1,0590*	0,8092*	0,7865	0,0000	2,1457	0,0000	0,8111	-2,0445
BMWINHL ¹	0,0075**	1,0037*	-0,2397*	0,9259	0,0000	1,9347	0,0003	0,4976	-3,3251
BMWINLL ¹	-0,0016	1,0311*	0,7140*	0,8727	0,0000	2,1583	0,0685	0,0713	-2,7201
SHLOSHL ²	-0,0350*	1,0083*	0,3315***	0,7505	0,0000	2,2437	0,0000	0,3096	-1,9402
SHLOSLL ¹	-0,0239*	0,9959*	1,1853*	0,6589	0,0000	1,7051	0,0000	0,5163	-1,4987
SHWINHL ²	-0,0078	1,0048*	0,2092	0,7852	0,0000	2,2240	0,0000	0,4867	-2,1359
SHWINLL ²	-0,0263*	0,9256*	1,8080*	0,7232	0,0000	2,4558	0,0127	0,4723	-1,8347
SLLOSHL ¹	-0,0079	0,9379*	0,5200*	0,7984	0,0000	1,8900	0,0000	0,4607	-2,3631
SLLOSLL ¹	0,0002	1,0154*	1,3653*	0,6583	0,0000	1,9912	0,0000	0,3834	-1,4409
SLWINHL ²	0,0239**	1,0007*	0,1977	0,7222	0,0000	2,2927	0,0000	0,0000	-1,8042
SLWINLL ¹	0,0206**	0,9713*	1,4970*	0,7057	0,0000	1,9390	0,0000	0,0165	-1,7217
SMLOSHL ¹	-0,0191*	1,0022*	0,4517*	0,8108	0,0000	2,0044	0,1706	0,3513	-2,3080
SMLOSLL ²	-0,0172*	1,0016*	1,0534*	0,8256	0,0000	2,3294	0,0000	0,0000	-2,3913
SMWINHL ¹	-0,0083	1,0269*	0,7524*	0,8467	0,0000	1,9399	0,0000	0,6467	-2,5115
SMWINLL	-0,0097	1,0290*	1,5708*	0,8057	0,0000	2,0256	0,4941	0,6151	-2,1537

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

¹ Erros-padrão estimados com correção para heteroscedasticidade de White

² 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 0,9758589 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}	DW	JB	White	Schwarz
BHLOSHL ¹	-0,029*	1,063*	0,774	2,100	0,000	0,003	-1,963
BHLOSL ²	-0,013*	1,008*	0,778	2,368	0,004	0,002	-2,096
BHWINHL ²	-0,008***	0,992*	0,854	2,555	0,002	0,057	-2,640
BHWINLL ²	0,004	0,996*	0,772	2,513	0,008	0,001	-2,088
BLLOSHL ¹	-0,002	0,933*	0,832	2,115	0,000	0,032	-2,595
BLLOSL ¹	0,012***	0,894*	0,777	2,133	0,000	0,003	-2,332
BLWINHL ²	0,010**	1,012*	0,889	2,365	0,000	0,798	-2,910
BLWINLL ¹	0,024*	0,913*	0,703	2,239	0,000	0,000	-1,905
BMLOSHL	-0,015*	1,037*	0,910	2,030	0,444	0,434	-3,097
BMLOSL ¹	-0,005	1,024*	0,753	2,138	0,000	0,775	-1,925
BMWINHL ¹	0,005	1,014*	0,923	1,984	0,002	0,264	-3,308
BMWINLL ¹	0,005	1,000*	0,841	2,248	0,000	0,000	-2,528
SHLOSHL ¹	-0,032*	0,994*	0,746	2,235	0,000	0,006	-1,950
SHLOSL ¹	-0,013	0,945*	0,591	1,807	0,000	0,084	-1,345
SHWINHL ¹	-0,006	0,996*	0,784	2,239	0,000	0,054	-2,158
SHWINLL ²	-0,010	0,848*	0,540	2,539	0,000	0,006	-1,354
SLLOSHL ¹	-0,003	0,781*	0,781	1,884	0,000	0,107	-2,307
SLLOSL ¹	0,013	0,957*	0,573	1,906	0,000	0,829	-1,245
SLWINHL ²	0,026*	0,992*	0,722	2,335	0,000	0,001	-1,831
SLWINLL ¹	0,034*	0,907*	0,587	2,203	0,000	0,000	-1,411
SMLOSHL ¹	-0,015**	0,983*	0,793	1,930	0,264	0,021	-2,277
SMLOSL ²	-0,008	0,956*	0,758	2,336	0,001	0,001	-2,090
SMWINHL ¹	-0,002	0,995*	0,813	2,082	0,000	0,000	-2,339
SMWINLL ¹	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%;

¹ Erros-padrão estimados com correção para heteroscedasticidade de White

² 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.

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.

Portanto, comparativamente, o modelo de dois fatores apresenta desempenho pior que o CAPM e três fatores. Ainda que a média dos coeficientes de determinação ajustados do modelo de dois fatores tenha sido maior que a média do CAPM (4,37%), o CAPM apresentou menor quantidade de interceptos significativamente diferentes de zero, mostrando-se mais

adequado que o modelo de dois fatores na explicação dos retornos. Essas evidências são contrárias às obtidas por Liu (2006), no mercado americano, que evidenciou melhor desempenho do modelo de dois fatores em relação ao CAPM e três fatores. No trabalho de Liu (2006), o modelo de dois fatores não apresentou nenhum intercepto significativamente diferente de zero. Ressalta-se que as diferenças podem ser devidas à *proxy* utilizada, à quantidade de carteiras construídas, à quantidade de ações em cada carteira, bem como na metodologia empregada.

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	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>s</i>	<i>h</i>	<i>R</i> ² <i>ajust</i>	DW	JB	White	Schwarz
BHLOSHL ¹	-0,0005	1,0195*	-0,1201	0,9847*	0,8492	1,9111	0,0047	0,0006	-2,3182
BHLOSL ²	-0,0050	1,0094*	0,6676*	0,5839*	0,8234	2,3114	0,0000	0,0170	-2,2712
BHWINHL ¹	0,0098***	0,9608*	-0,1931***	0,6037*	0,8932	2,1457	0,0003	0,4695	-2,8993
BHWINLL ²	0,0113	1,0065*	0,6055*	0,2778**	0,7950	2,4079	0,0000	0,1400	-2,1404
BLLOSHL ¹	-0,0155*	0,9638*	0,3363**	-0,4738*	0,8668	2,0293	0,0009	0,0000	-2,7754
BLLOSL ¹	0,0026	0,9295*	0,6508*	-0,2983**	0,8230	1,9442	0,0000	0,1301	-2,5090
BLWINHL ²	-0,0017	1,0273*	-0,0360	-0,4143*	0,9035	2,2976	0,0042	0,7307	-3,0000
BLWINLL ²	0,0066	0,9551*	0,4822**	-0,6148*	0,7587	2,4786	0,0000	0,0032	-2,0576
BMLOSHL ¹	-0,0079***	1,0270*	-0,0103	0,2392**	0,9140	2,0811	0,8255	0,0262	-3,0907
BMLOSL ¹	-0,0014	1,0312*	0,3292**	0,1268	0,7559	2,1638	0,0000	0,9910	-1,8838
BMWINHL ¹	0,0064	1,0085*	-0,1142	0,0325	0,9226	1,9651	0,0011	0,0001	-3,2543
BMWINLL ¹	0,0036	1,0234*	0,5961*	-0,0332	0,8643	2,2252	0,0063	0,1339	-2,6286
SHLOSHL ²	-0,0196*	1,0205*	1,2318*	0,4605*	0,8421	2,3031	0,0004	0,0014	-2,3705
SHLOSL ¹	0,0121	0,9686*	1,6540*	0,9207*	0,7688	1,9244	0,0000	0,5758	-1,8600
SHWINHL ¹	0,0041	1,0156*	0,9491*	0,3705**	0,8437	2,0952	0,0082	0,0214	-2,4265
SHWINLL ²	0,0001	0,8920*	1,6342*	0,3868**	0,6976	2,4482	0,0000	0,8342	-1,7188
SLLOSHL ¹	-0,0087	0,9543*	0,8769*	-0,1734	0,8440	1,7767	0,0021	0,3973	-2,5922
SLLOSL ¹	-0,0022	1,0363*	1,6604*	-0,4818***	0,7403	1,9013	0,0000	0,0004	-1,6880
SLWINHL ¹	0,0117***	1,0488*	1,0423*	-0,4695*	0,8126	2,2193	0,0000	0,7044	-2,1704
SLWINLL ¹	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
SMLOSL	-0,0053	0,9947*	1,1735*	0,1088	0,8461	2,1034	0,4382	0,1406	-2,4887
SMWINHL ¹	0,0006	1,0316*	1,1206*	0,0952	0,8932	2,0263	0,0039	0,1208	-2,8456
SMWINLL ¹	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%

¹ Erros-padrão estimados com correção para heteroscedasticidade de White

² 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.

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 4 evidencia os resultados,

quando as carteiras são ordenadas com base no Volume, Momento, Tamanho e Alavancagem, e a Tabela 5, quando ordenadas com base nos índices BM, Ebitda/Preço e Lucro/Preço.

Tabela 4 – 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>R²ajust</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>R²ajust</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	-
<i>DW</i>	2,134	2,203	2,171	2,215	1,990	-
<i>JB</i>	0,000	0,000	0,246	0,000	0,000	-
<i>White</i>	0,669	0,000	0,016	0,000	0,320	-
<i>Schwarz</i>	-2,814	-3,763	-3,515	-3,083	-2,284	-
<i>Obs</i>	1	2	1	2	1	-
Tamanho						
<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>R²ajust</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	-
<i>DW</i>	2,240	1,926	2,227	2,323	2,249	-
<i>JB</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<i>White</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
<i>Schwarz</i>	-6,616	-3,576	-3,018	-2,842	-2,336	-
<i>Obs</i>	2	1	2	2	2	-
Endividamento						
<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>R²ajust</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	-
<i>DW</i>	1,904	1,792	2,323	2,195	2,239	-
<i>JB</i>	0,000	0,000	0,000	0,822	0,000	-
<i>White</i>	0,000	0,000	0,015	0,000	0,000	-
<i>Schwarz</i>	-3,396	-2,185	-2,491	-2,425	-2,201	-
<i>Obs</i>	1	1	2	1	2	-

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

¹ Erros-padrão estimados com correção para heteroscedasticidade de White

² 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.

De acordo com a Tabela 4, 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 nos índices BM, Ebitda/Preço e Lucro/Preço

	1	2	3	4	5	5-1
BM						
<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>R²ajust</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	-
<i>DW</i>	2,144	2,280	2,287	1,996	2,009	-
<i>JB</i>	0,013	0,000	0,000	0,012	0,000	-
<i>White</i>	0,000	0,000	0,029	0,000	0,000	-
<i>Schwarz</i>	-2,037	-2,807	-2,951	-3,639	-3,311	-
<i>Obs</i>	1	2	2	1	1	-
EbitdaP						
<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>R²ajust</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>R²ajust</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%

¹ Erros-padrão estimados com correção para heteroscedasticidade de White

² 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.

Conforme Tabela 5, 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. Comparativamente, o modelo de dois fatores apresentou desempenho pior que o CAPM e três fatores na explicação da variação dos retornos. Adicionalmente, o modelo de dois fatores não se mostrou robusto às anomalias Volume, Momento, Tamanho, Alavancagem, BM, Ebitda/Preço e Lucro/Preço.

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*. Rio de Janeiro, 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, p. 19-32, 2006.

AMIHUD, Y.; MENDELSON, H.. Liquidity, assets prices and financial policy. *Financial Analysts Journal*, v.47, n.6, p. 56-66, 1991.

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

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 nvestigation into the role of liquidity en asset pricing: Australian evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, v. 11, p. 555-572, 2003.

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

DATAR, V. T.; NAIK, N. Y.; RADCLIFFE, R. Liquidity and stock returns: an alternative test. *Journal of Finacial Markets*, v.1, n.2, p. 203-219, 1998.

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

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

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. *Modern portfolio theory and investment analysis*. 5 ed. New York: John Willey, 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. The capital asset pricing model: theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*. V.18, n.3, p. 25-46, 2004.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, v.47, n.2, p. 427-465, 1992.

FRALETTI, P. B.. *Ensaio sobre taxa de juros em reais e sua aplicação na análise financeira*, 2004, 160f. Tese (Doutorado em Administração) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

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.

- 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.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, p. 13-37, 1965.
- LIU, W. A liquidity-augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, v.82, p.631-671, 2006.
- LONGSTAFF, F. A. Asset pricing in markets with illiquid assets. *Working Paper*, University of California, Los Angeles (UCLA), 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.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, v.34, 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, p. 425-442, 1964.
- 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.