



FINANÇAS

ANOMALIAS E RETORNO ACIONÁRIO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DO MERCADO BRASILEIRO

ANOMALIES AND OWNERSHIP RETURN: EMPIRICAL EVIDENCE OF THE BRAZILIAN MARKET

Márcio André Veras Machado
Universidade Federal da Paraíba

Otávio Ribeiro de Medeiros
Universidade de Brasília

Data de submissão: 27 jun. 2013. **Data de aprovação:**

18 nov. 2013. **Sistema de avaliação:** Double blind review.

Universidade FUMEC / FACE. Prof. Dr. Henrique Cordeiro

Martins. Prof. Dr. Cid Gonçalves Filho. Prof. Dr. Luiz Claudio

Vieira de Oliveira

RESUMO

Este artigo teve por objetivo analisar se anomalias de valor, associadas a padrões comumente documentados no comportamento dos preços das ações, existem no mercado acionário brasileiro. Especificamente, este trabalho examina os retornos anormais produzidos por 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 de analisar tais anomalias, este artigo avalia a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) em explicá-las. Para isso, em junho de cada ano, iniciando em 1995 e terminando em 2008, todas as ações foram ordenadas de forma decrescente e divididas em cinco carteiras, conforme a variável de interesse. Os resultados apresentados indicam evidências da existência do efeito liquidez, momento e índice BM. Porém, nesse caso, contrário ao previsto na teoria. Por outro lado, não há evidências de que suportem a existência dos efeitos lucro/preço, fluxo de caixa/preço, tamanho e alavancagem.

PALAVRAS-CHAVE:

Anomalias de valor. Efeito tamanho. Efeito Book-to-Market. Efeito momento. Efeito liquidez.

ABSTRACT

This paper is aimed at examining whether value anomalies commonly associated to documented patterns in the behavior of stock prices, which are incompatible with the efficient market theory and rational expectations, exist in the Brazilian stock market. Specifically, this study examines the abnormal returns produced by strategies based on size, book-to-market (BM), momentum, earnings to price, cash flow to price, liquidity and leverage effects, which are called value anomalies. In addition to analyzing those anomalies, this article evaluates the capability of CAPM and Fama and French's (1993) three factors model in explaining them. In order to achieve this aim, all stocks were ordered in descending order as of June of each year starting in 1995 and ending in 2008, and divided into five portfolios, according to the variable of interest, and submitted to regression analysis using the two models mentioned. The results indicate evidence of the existence of the liquidity, momentum and BM effects, however, with respect to the latter, contrary to theory. On the other hand, there is no evidence to support the existence of the cash flow to price, earnings to price, size, and leverage effects.

KEYWORDS:

Value Anomalies. Size Effect. Book-to-Market effect. Momentum Effect. Liquidity Effect.

INTRODUÇÃO

O Modelo de Precificação de Ativos (CAPM), desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), baseado na teoria das carteiras de Markowitz (1952), constitui-se em um dos paradigmas da moderna teoria de finanças. O modelo 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.

Desde a sua formulação até os dias de hoje, diversos pesquisadores têm procurado testar empiricamente o CAPM. Alguns resultados mostraram-se favoráveis e, ou-

tros, desfavoráveis ao modelo. Das pesquisas com resultados favoráveis ao CAPM, destacam-se: Black, Jensen e Sholes (1972), Fama e MacBeth (1973) e Blume e Friend (1973). As principais críticas ao CAPM vieram de Roll (1977). Segundo o autor, não havia possibilidade de se comprovar empiricamente a eficiência da carteira de mercado, dada a dificuldade de se construir uma carteira que contenha todos os ativos transacionados na economia.

Paralelo ao desenvolvimento do CAPM, muitos pesquisadores, nas últimas décadas, descobriram estratégias que, historicamente, produziram retornos anormais positivos e estatisticamente significativos, independente de seu nível de risco, indo de encontro ao preconiza-

do pelo CAPM. Esse comportamento foi considerado uma anomalia.

Fama e French (1992) desenvolveram o mais famoso estudo sobre anomalia de valor, rendendo-lhes o prêmio de melhor artigo no *Journal of Finance* naquele ano. Até então tidos como defensores do CAPM, os autores surpreenderam a academia com a afirmação de que não haviam encontrado uma relação estatisticamente significativa entre retorno e risco, mensurado pelo beta, conforme o CAPM. Segundo os autores, outros indicadores de valor, como a relação valor contábil/valor de mercado e o valor de mercado da empresa, estariam mais associados aos retornos das ações analisadas.

Baseados 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 menores e 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*, e 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.

Fama e French (1996) evidenciaram que o modelo de três fatores era robusto às anomalias *book-to-market*, lucro/preço, fluxo de caixa/preço, mas incapaz de explicar a variação *cross-section* do retorno das carteiras ordenadas segundo a estratégia momento.

Diante do exposto, este artigo tem por objetivo analisar se certos padrões, documentados no comportamento dos preços

e incompatíveis com a teoria de eficiência do mercado e com as expectativas racionais, existem no mercado acionário brasileiro. Especificamente, este trabalho examina os retornos anormais produzidos por 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 de analisar tais anomalias, este artigo avalia a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) em explicá-las.

Além desta, o presente artigo possui cinco seções. Na seguinte, apresenta-se o referencial teórico, onde serão abordadas as anomalias de precificação de ativos. Na terceira seção, aborda-se a metodologia. Na quarta, os resultados da pesquisa. Na quinta, a conclusão, seguida pelas referências.

REVISÃO DA LITERATURA

O efeito tamanho baseia-se na premissa de que as ações de pequenas empresas tendem a ter um desempenho superior às das grandes empresas no mesmo período, contrariando a premissa de *fair game*. Normalmente, as ações de empresas com menor valor de mercado (*small caps*) concentram-se no último quintil, não despertando interesse aos investidores institucionais. Dada essa preferência por empresas de grande porte, é possível supor um prêmio para as pequenas empresas. Segundo Fama e French (1992), a justificativa para tal prêmio é que as empresas de menor porte e alto índice *book-to-market* são penalizadas com um maior custo de capital. Para Romano e Eid Jr. (2002), o efeito tamanho é derivado do efeito negligência.

O efeito tamanho foi estudado pela primeira vez por Banz (1981), cujos resultados

demonstraram que o valor de mercado do patrimônio líquido acrescentou poder explicativo à variação *cross-section* do retorno das ações, quando comparado com o CAPM, bem como as ações de empresas com baixo valor de mercado apresentaram retorno superior ao retorno das ações com alto valor de mercado. Esses resultados foram ratificados por Fama e French (1992), Keim (1983), Jedadeesh e Titman (1993, 2001) e Rouwenhorst (1998).

No Brasil, o efeito tamanho foi identificado, pela primeira vez, por Puggina (1974), no período de 1968 a 1972. Romaro e Eid Jr. (2002) também constataram a existência do efeito tamanho na Bovespa, no período de 1995 a 1998. Já Rodrigues (2000), Braga e Leal (2002), Málaga e Securato (2004) e Dos Santos, Famá e Mussa (2007) encontraram a presença de um efeito tamanho favorável às ações de empresas de maior valor de mercado, contrariando as evidências empíricas e descaracterizando a existência do efeito tamanho no mercado de capitais brasileiro. Mussa, Rogers e Securato (2008) também evidenciaram ausência do efeito tamanho no mercado brasileiro.

O efeito valor fundamenta-se na premissa de que os investidores sobrerreagem em relação ao desempenho passado das empresas, sobreavaliando ações com grandes perspectivas de crescimento (*growth stocks*) e subavaliando ações com poucas perspectivas de crescimento (*value stocks*) (HAUGEN, 1995). Como resultado, os preços das ações são muito altos para as empresas com baixo índice *book-to-market* (BM), baixo índice lucro/preço e baixo índice fluxo de caixa/preço e muito baixo para empresas com alto índice *book-to-market*, alto índice lucro/preço e alto índice fluxo de caixa/preço. Como consequência, quan-

do a sobrerreação é eventualmente corrigida, as ações de crescimento proporcionam rentabilidade baixa aos investidores após a sobrerreação, uma vez que os investidores as compraram a preços elevados e, de maneira análoga, as ações de valor proporcionam rentabilidade alta aos investidores, que as compraram a preços baixos (FAMA; FRENCH, 2004).

Os estudos de Fama e French (1992, 1993, 1995, 1996, 1998) verificaram que, no longo prazo, as ações de valor apresentam uma rentabilidade superior às das ações de crescimento, além de um menor risco, indo de encontro aos modelos de precificação de ativos que previam uma relação positiva entre risco e retorno. Fama e French (1995) encontraram uma diferença de 13,45% entre os retornos médios das ações de valor e crescimento, com as ações de valor tendo um beta médio de 0,8, contra um beta médio de 1,72 das ações de crescimento.

Com o objetivo de averiguar se esse prêmio valor era restrito apenas ao mercado americano, Fama e French (1998) realizaram um estudo internacional, envolvendo 12 países desenvolvidos, além dos Estados Unidos, no período de 1975 a 1995, bem como 16 países emergentes, no período de 1987 a 1995. Os autores encontraram um prêmio de 7,68% ao ano, na diferença entre os retornos das carteiras globais de valor e crescimento, utilizando países desenvolvidos. Resultados similares são obtidos, quando as carteiras são formadas com base nos índices lucro/preço, fluxo de caixa/preço e dividendo/preço. Os autores observaram, ainda, um prêmio valor nos mercados emergentes (24,47% ao ano). Diante dessas evidências, os autores concluem que o prêmio valor é universal.

Capaul, Rowley e Sharpe (1993) também

realizaram um estudo internacional, no período de janeiro de 1981 a junho de 1992, incluindo seis países: França, Alemanha, Reino Unido, Suécia, Japão e Estados Unidos, e confirmaram os resultados de Fama e French (1998). Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), De Bondt e Thaler (1985), Basu (1977), Haugen (1995) e Hwang e Lu (2007, 2009) também apresentaram evidências de que as ações com alto índice *book-to-market* têm desempenho superior às ações com baixo índice, no mercado norte-americano.

No mercado Brasileiro, Mescolin, Braga e Da Costa Jr. (1997) analisaram a relação risco-retorno entre *value* e *growth* stocks da Bovespa, no período de janeiro de 1986 a junho de 1996. Os resultados obtidos demonstraram uma diferença entre os retornos médios das *value* e *growth* stocks de 3,7% ao ano e uma diferença de retornos médios acumulados, após sete anos, de 25,86% e apenas uma pequena diferença nos riscos, para as carteiras formadas com base no índice valor patrimonial por ação, dividido pelo preço da ação, contrariando os modelos de precificação de ativos e ratificando os achados no mercado americano. Os mesmos resultados, também na Bovespa, foram obtidos por Rodrigues (2000), no período de junho de 1991 a maio de 1999, e por Barros, Picanço e Da Costa Jr. (1998), no período de 1988 a 1994.

Pereira (2005) analisou e comparou o desempenho de carteiras do tipo valor e crescimento, formadas a partir da avaliação das ações que compõem o índice IBrX50 da Bovespa, tomando como base a data de junho de 2004. Constatou-se que as carteiras do tipo valor apresentaram retornos superiores aos das carteiras do tipo crescimento, gerando uma nova oportunidade

aos investidores para mudança de filosofia de investimento, na busca de aplicações mais rentáveis e relativamente menos ariscadas. Dos Santos, Famá e Mussa (2007), ao analisar as ações listadas na Bovespa, no período de 1995 a 2006, e Málaga e Securato (2004), no período de 1995 a 2003, encontraram um prêmio de 1,55% e 0,59%, respectivamente.

O efeito momento baseia-se na premissa de que as ações que tiveram o maior retorno em um período passado tendem a obter um retorno maior no futuro que as ações que tiveram um desempenho ruim no mesmo período. A estratégia momento consiste em comprar ações vencedoras e vender ações perdedoras. As pesquisas, em geral, concluem que a estratégia momento resulta em ganhos significativos no curto prazo, particularmente em períodos de três a 12 meses (JEGADEESH; TITMAN, 1993, 2001; ROUWENHORST, 1998; CARHART, 1997), enquanto a estratégia contrária em ganhos no longo prazo, particularmente horizontes de três a cinco anos (DE BONDT; THALER, 1985).

Jegadeesh e Titman (1993) examinaram uma variedade de estratégias de momento, no período de 1965 a 1989, e 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 proporciona retornos anormais de aproximadamente 1% ao mês, no ano seguinte. Segundo os autores, os retornos anormais são provenientes da reação retardada dos investidores às informações. Essa comprovação constitui um dos enigmas em finanças até hoje.

Jegadeesh e Titman (2001), examinando dados de 1990 a 1998, constataram os

mesmos resultados de 1993, evidenciando que os achados iniciais não foram produto de *data snooping*. Segundo os autores, trata-se de resultados significativos, uma vez que outras anomalias, como o efeito tamanho e o índice valor contábil/valor de mercado, não foram ratificadas em períodos posteriores.

Carhart (1997) analisou a persistência no desempenho dos fundos mútuos de ações e concluiu que comprar fundos com melhores desempenhos no último ano e vender os com fraco desempenho, no mesmo período, gera um *spread* de 8% ao ano. Contudo, assim como Jegadeesh e Titman (1993, 2001), o autor constatou uma reversão desse ganho no segundo ano em diante.

Rouwenhorst (1998) realizou um estudo internacional, usando uma amostra de 2.190 ações de 12 países europeus (Áustria, Bélgica, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Holanda, Noruega, Espanha, Suécia, Suíça e Reino Unido), no período de 1978 a 1995, ratificando os resultados de Jegadeesh e Titman (1993, 2001): constatou um retorno anormal de aproximadamente 1% ao mês. Esse retorno momento não estava limitado a um mercado em particular, estando presente em todos os 12 mercados da amostra. Hwang e Lu (2007) encontraram um retorno anormal de 0,85% ao mês.

No Brasil, Dos Santos, Famá e Mussa (2007) não encontraram um prêmio para o fator momento, obtendo uma diferença negativa entre o retorno das carteiras vencedoras e perdedoras, relação inversa às observadas por Jegadeesh e Titman (1993, 2001), no mercado americano, e Rouwenhorst (1998), no mercado europeu, contudo, a mesma relação encontrada por Poli e Oda (2005), no mercado brasileiro, Rou-

wenhorst (1999), nos países emergentes, e Liew e Vassalou (2000), nos mercados italiano e japonês. Apesar de Rouwenhorst (1999) ter obtido um prêmio positivo para o fator momento para a média dos países emergente, o valor encontrado para o Brasil foi praticamente nulo (0,01%). Mussa, Rogers e Securato (2008) não encontraram evidências da existência do efeito momento no mercado brasileiro.

O efeito liquidez fundamenta-se na premissa de que ativos menos líquidos demandam uma taxa de retorno maior que ativos mais líquidos, uma vez que, para abrir mão da liquidez e assumir custos maiores em negociações futuras, em razão da baixa liquidez da ação, os investidores, provavelmente, exigiriam um prêmio para assumir investimentos com esse perfil. Amihud e Mendelson (1986) foram dos primeiros pesquisadores a examinar o papel da liquidez na precificação de ativos, propondo uma relação positiva entre retorno e iliquidez. Keene e Peterson (2007) e Hwang e Lu (2007) encontraram evidências da existência do efeito liquidez, no mercado americano, enquanto Gharghori, Lee e Veerarahavan (2007) não encontraram evidências do efeito liquidez no mercado australiano.

O efeito alavancagem foi documentado por Bhandari (1988), que observou uma relação positiva entre o retorno acionário e a alavancagem. Gharghori, Lee e Veerarahavan (2007) analisaram a existência do efeito alavancagem, no mercado australiano. Contudo, os autores não encontraram evidências para existência de tal anomalia.

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, após julho de 1994. 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; e (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 etapa consistiu em verificar se as anomalias

existem. Para isso, as ações foram agrupadas em portfólios, em junho de cada ano, de acordo com as variáveis de interesse, quais sejam: (a) 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; (b) estratégia de momento, mensurada pelo retorno acumulado dos últimos 11 meses; (c) liquidez, mensurada pela quantidade de negócios realizados, índice lucro/preço, determinado pela divisão entre o lucro por ação e o preço de fechamento da ação; (d) índice fluxo de caixa operacional/preço, determinado pela divisão entre o ebitda e o valor de mercado das empresas, e (e) alavancagem, determinada pela divisão do passivo oneroso pelo patrimônio líquido. Os valores contábeis foram extraídos das demonstrações financeiras de dezembro do ano anterior ao de formação das carteiras, garantindo que essas informações já tenham sido absorvidas pelo mercado, evitando o viés conhecido como *look-ahead-bias*.

Portanto, em junho de cada ano t , começando em 1995 e terminando em 2008, todas as ações da amostra foram ordenadas de forma decrescente, de acordo com as 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,

te, as carteiras foram rebalanceadas. Para o cálculo do retorno em excesso, adotou-se o retorno mensal da Selic, como uma *proxy* para a taxa de retorno livre de risco, conforme sugere Fraletti (2004).

Se existir uma tendência nos retornos em excesso ao longo das cinco carteiras, o efeito existe. Assim, para concluir pela existência do efeito BM, lucro/preço, fluxo de caixa/preço, alavancagem e momento, os retornos das carteiras *high* devem ser superiores aos das carteiras *low*, e para o efeito tamanho e liquidez, os retornos das carteiras *low* devem ser superiores aos das carteiras *high*.

A segunda etapa consistiu em averiguar se o efeito existe quando se ajusta o retorno ao CAPM e ao modelo de três fatores de Fama e French, ou seja, foi avaliada a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores em explicar as anomalias observadas. Para isso, foram executadas regressões em séries temporais em cada uma das carteiras, conforme Equações 1 e 2.

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_m - R_f) + \varepsilon_i \quad (1)$$

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

$$R_{c,t} - R_f = \alpha_{c,t} + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + S(SMB_t) \quad (2)$$

Onde: $R_{c,t}$: 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 BM no mês t ; $\varepsilon_{i,t}$: erro estocástico do modelo referente à carteira i no mês t .

Os fatores tamanho, mercado e índice BM (Equação 2) foram obtidos seguindo os mesmos procedimentos de Fama e French (1993). Especificamente, foram construídas, em junho de cada ano, seis carteiras resultantes da intersecção de duas carteiras formadas com base no valor de mercado (*Small* e *Big*) e três carteiras com base no índice BM (*Low* (30%), *medium* (40%) e *High* (30%)). Assim, mensalmente, calculou-se o fator tamanho pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *small* e a média dos retornos mensais das carteiras *Big*, e o fator BM pela diferença entre a média dos retornos mensais das carteiras *High* e a média dos retornos mensais das carteiras *Low*. O fator mercado é obtido pela diferença entre a média, ponderada pelo valor de cada ação, dos retornos mensais de todas as ações da amostra e a taxa livre de risco, adotando-se como *proxy* a taxa Selic.

RESULTADOS OBTIDOS

Em junho de cada ano, iniciando em 1995 e terminando em 2008, todas as ações foram ordenadas de forma decrescente e divididas em cinco carteiras, conforme variável de interesse. A Tabela I evidencia os retornos em excessos não ajustados ao risco das cinco carteiras, formadas com base no valor de mercado, índice BM, momento, quantidade de negócios, índice lucro/preço, índice ebitda/preço e endividamento, bem como o desvio padrão, o teste t e p valor.

Quando as carteiras são construídas com base no valor de mercado das ações, observa-se que a carteira com maior retorno é a carteira 4 e, a de menor retorno, a 3. Ademais, observa-se um prêmio positivo de 0,03% ao mês, porém não significativo estatisticamente. Assim, não se obser-

TABELA 1 – Retornos Mensais das Carteiras Segundo as Variáveis de Interesse

Variáveis/Carteiras	1 (High)	2	3	4	5 (Low)	5-1
Retornos (%)						
Tamanho						
Retorno Médio	3,04%**	3,14%**	3,00%**	3,44%**	3,07%**	0,03%
Desvio Padrão	15,44%	15,86%	16,10%	16,34%	16,21%	8,26%
BM						
Retorno Médio	1,10%	2,26%	2,24%***	3,00%**	3,78%*	2,68%*
Desvio Padrão	18,03%	17,12%	16,17%	16,13%	15,43%	11,42%
Momento						
Retorno Médio	4,82%*	3,72%*	2,62%**	1,70%	1,10%	-3,72%*
Desvio Padrão	16,24%	15,78%	16,28%	15,64%	17,19%	11,17%
Qnegócios						
Retorno Médio	4,82%*	5,20%*	4,90%*	5,22%*	6,47%*	1,65%*
Desvio Padrão	9,99%	8,36%	8,50%	6,98%	7,30%	9,89%
Lucro/Preço						
Retorno Médio	4,79%*	5,29%*	5,62%*	4,25%*	3,98%*	-0,81%
Desvio Padrão	9,43%	9,75%	8,47%	8,53%	8,89%	7,07%
Ebitda/Preço						
Retorno Médio	3,33%*	5,05%*	5,35%*	5,39%*	4,28%*	0,94%***
Desvio Padrão	9,80%	9,49%	10,16%	8,79%	7,79%	6,79%
Endividamento						
Retorno Médio	5,08%*	4,68%*	4,96%*	5,14%*	4,49%*	-0,59%
Desvio Padrão	8,74%	10,61%	8,82%	9,12%	9,21%	7,27%

*Significante a 1%; **Significante a 5%; *** Significante a 10%

va nenhuma tendência clara nos retornos, sugerindo evidências de não existência do efeito tamanho no mercado brasileiro, corroborando os achados de Rodrigues (2000), Braga e Leal (2002), Málaga e Securato (2004) e Dos Santos, Famá e Mussa (2007), e contrariando os achados de Romaro e Eid Jr. (2002), para o mercado Brasileiro, e de Fama e French (1993), Keim (1983), Jegadeesh e Titman (1993, 2001), para o mercado americano, Gharghori, Lee e Veeraraghavan (2007), no mercado australiano, e Rouwenhorst (1998), para os mercados europeus.

Quanto ao índice BM, observa-se que os retornos aumentam monotonicamente da carteira formada pelas ações de maiores índices (carteira 1) para a formada pelas de menores índices (carteira 5), sugerindo a existência do efeito BM no mercado brasileiro, porém contrário ao previsto na te-

oria. Observa-se que o retorno da carteira *Low* supera o retorno da carteira *High*, gerando um prêmio positivo de 2,68% ao mês, significativo ao nível de 1%. Esses resultados vão de encontro aos obtidos por Mescolin, Braga e Da Costa Jr. (1997), Peireira (2005), Málaga e Securato (2004) e Dos Santos, Famá e Mussa (2007), no mercado brasileiro, e Capaul, Rowley e Sharpe (1993), Lakonishok, Chleifer e Vishny (1994), De Bondt e Thaler (1985), Basu (1977), Haugen (1995), Hwang e Lu (2007) e Gharghori, Lee e Veeraraghavan (2007), em mercados internacionais.

No que diz respeito ao fator momento, observa-se que os retornos decrescem monotonicamente da carteira com maiores retornos passados (*Winners*) para a carteira com menores retornos passados (*Losers*), sugerindo evidências da existência do efeito momento no mercado brasileiro.

Observa-se que os retornos das carteiras com histórico de bom desempenho passado (*Winers*) superam as de fraco desempenho (*losers*) no mesmo período, acarretando um prêmio de 3,72% ao mês, significativo ao nível de 1%, ratificando os achados de Jegadeesh e Titman (1993, 2001), para o mercado americano, e Rowenhorst (1998), para o mercado europeu. Contudo, resultados contrários aos obtidos por Dos Santos, Famá e Mussa (2007), Málaga e Securato (2004), Poli e Oda (2005), para o mercado Brasileiro, e por Liew e Vassalou (2000), para os mercados italiano e japonês.

Quanto ao efeito liquidez, neste trabalho mensurada pela quantidade de negócios realizados, observa-se que os retornos aumentam quase que monotonicamente (à exceção da carteira 3), com as carteiras formadas pelas ações menos líquidas (carteira 5) apresentando os maiores retornos e, as formadas pelas ações mais líquidas (carteira 1), os menores retornos. Observa-se um prêmio de 1,65% ao mês, significativo ao nível de 1%, sugerindo evidências do efeito liquidez no mercado brasileiro, corroborando os achados de Hwang e Lu (2007), Amihud e Mendelson (1986) e contrariando os achados de Gharghori, Lee e Veeraraghavan (2007).

No que tange ao efeito lucro/preço, a exemplo do efeito tamanho, não se observa nenhuma tendência clara nos retornos, sugerindo evidências da não existência do referido efeito no mercado brasileiro. Observa-se que a carteira com maior retorno é a carteira 3, ainda que a de menor retorno tenha sido a carteira formada pelas ações com menor índice lucro/preço (carteira 5). Ademais, observa-se que o retorno da carteira *High* supera o retorno da carteira *Low*, gerando um prêmio negativo

de 0,81% ao mês, porém não significativo. Esses achados vão de encontro aos obtidos por Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) e Gharghori, Lee e Veeraraghavan (2007).

Quanto ao efeito ebitda/preço, a exemplo do efeito lucro/preço, também não se observa nenhuma tendência clara nos retornos, sugerindo evidências da não existência do referido efeito no mercado brasileiro. Observa-se que a carteira com maior retorno é a carteira 4 e, a de menor retorno, a 1. Ademais, observa-se um prêmio positivo de 0,94% ao mês, significativo no nível de 10%. Esses achados vão de encontro aos obtidos por Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) e por Gharghori, Lee e Veeraraghavan (2007).

A exemplo dos efeitos lucro/preço, ebitda/preço, também não se observou uma tendência clara nos retornos, ao construir as carteiras com base no endividamento, sugerindo evidências da não existência do efeito alavancagem no mercado brasileiro. Observa-se um prêmio negativo de 0,59% ao mês, porém não significativo, ratificando os achados de Gharghori, Lee e Veeraraghavan (2007) e indo de encontro aos obtidos por Bhandari (1988).

Resumindo, os resultados apresentados na Tabela I indicam evidências da existência do efeito liquidez, momento e índice BM, porém, nesse caso, contrário ao previsto na teoria. Por outro lado, não há evidências que suportem a existência dos efeitos lucro/preço, ebitda/preço, tamanho e alavancagem.

Desempenho do CAPM e do modelo de três fatores na explicação das anomalias

Esta seção tem por objetivo analisar a capacidade do CAPM e do modelo de três

fatores na explicação das anomalias estudadas. 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 os modelos falham na sua explicação. Uma comparação da magnitude dos interceptos entre os

modelos permite identificar qual modelo apresenta melhor desempenho na explicação dos retornos e, conseqüentemente, das anomalias. Quanto menor o intercepto, melhor o modelo. Adicionalmente, o coeficiente de determinação ajustado também foi utilizado na comparação dos modelos.

No que diz respeito ao efeito tamanho, observa-se que, mesmo depois de ajustar o retorno pelo CAPM e pelo modelo de três fatores, os resultados ainda continuam sem evidenciar uma tendência nos retornos,

TABELA 2 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pelo Tamanho

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
<i>a</i>	-0,0007	0,0009	-0,0001	0,0042	0,0017	0,0024
<i>b</i>	1,0053*	0,9880*	0,9756*	0,9764*	0,9375*	-0,0677
<i>R²ajust</i>	0,9955	0,9112	0,8620	0,8376	0,7842	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
<i>DW</i>	2,4387 ²	2,2585 ²	2,2950 ²	2,3454 ²	2,2973 ²	-
<i>JB³</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
<i>White</i>	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0001 ¹	-
<i>Schwarz</i>	-6,2393	-3,2110	-2,7407	-2,5481	-2,2795	-
3 Fatores						
<i>a</i>	-0,0005	-0,0003	0,0029	0,0015	0,0080**	0,0085**
<i>b</i>	1,0004*	1,0070*	0,9996*	1,0110*	0,9594*	-0,0411
<i>s</i>	-0,1539*	0,5793*	0,9446*	1,0293*	1,0269*	1,1808*
<i>h</i>	0,0040	-0,0323	0,1147**	-0,0756	0,2263**	0,2224**
<i>R²ajust</i>	0,9986	0,9539	0,9653	0,9677	0,9030	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
<i>DW</i>	2,0149	1,9663	1,9715	2,2969 ²	2,0165	-
<i>JB³</i>	0,0000	0,3352	0,1879	0,2434	0,0000	-
<i>White</i>	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0101 ¹	-
<i>Schwarz</i>	-7,3734	-3,8119	-4,0666	-4,1076	-3,0246	-

* 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.

3 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 homoscedásticas 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 e 0,961 e tolerância de 1,027 e 1,041, para as variáveis mercado e tamanho, do modelo de três fatores, concluindo-se pela inexistência de multicolinearidade.

conforme se pode observar nos interceptos (Tabela 2). Observa-se um prêmio positivo de 0,24% ao mês, não significativo, conforme o CAPM, e 0,85% ao mês, significativo a 5%, conforme o modelo de três fatores.

Verifica-se que os coeficientes do fator tamanho aumentam monotonicamente da carteria *high* para a carteria *low*, além de todos serem significativos no nível de 1%. Isso sugere que o fator tamanho contribui na explicação dos retornos.

Nota-se, ainda, que as carteiras com maiores retornos apresentam menores

risco, mensurados pelo beta, tanto no CAPM, quanto no modelo de três fatores, sugerindo evidências da incapacidade de os referidos modelos explicarem a referida anomalia. Contudo, há indícios de um melhor desempenho do CAPM em relação ao modelo de três fatores, uma vez que todos os interceptos mostraram-se não significativos, inclusive o do prêmio.

A Tabela 3 evidencia os resultados para o índice BM. Observa-se a mesma tendência dos retornos ajustados ao risco via CAPM. Contudo, apresenta tendência contrária à

TABELA 3 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pelo Índice BM

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
<i>a</i>	-0,0209**	-0,0098**	-0,0084**	-0,0017**	0,0080**	0,0289*
<i>b</i>	1,0313*	1,0496*	0,9942*	1,0238*	0,9633*	-0,0681
<i>R²ajust</i>	0,7673	0,8824	0,8877	0,9458	0,9146	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
<i>DW</i>	2,1374	2,3079 ²	2,3230 ²	1,9946	2,0419	-
<i>JB³</i>	0,0015	0,0004	0,0000	0,0347	0,0000	-
<i>White</i>	0,0000 ¹	0,0009 ¹	0,0001 ¹	0,4584	0,0281 ¹	-
<i>Schwarz</i>	-1,9917	-2,7781	-2,9382	-3,6716	-3,3044	-
3 Fatores						
<i>a</i>	0,0056	-0,0021	0,0004	-0,0001	-0,0062**	-0,0118**
<i>b</i>	0,9943*	1,0492*	0,9954*	1,0199*	0,9858*	-0,0084
<i>s</i>	0,0212	0,3530*	0,4599*	-0,0558	0,0778	0,0566
<i>h</i>	0,8923*	0,2660*	0,3028*	0,0521	-0,4775*	-1,3698*
<i>R²ajust</i>	0,8659	0,8993	0,9180	0,9461	0,9569	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
<i>DW</i>	2,2043	2,3297 ²	2,2619 ²	2,0338	1,9970	-
<i>JB³</i>	0,1502	0,0146	0,0000	0,0078	0,1424	-
<i>White</i>	0,0217 ¹	0,0000 ¹	0,0023 ¹	0,2004	0,0000 ¹	-
<i>Schwarz</i>	-2,4883	-2,8776	-3,1975	-3,6210	-3,9341	-

* 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.

³ 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 homoscedásticas não foi rejeitada, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

observada na Tabela 1, quando se ajusta o retorno pelo modelo de três fatores. Observa-se, ainda, um prêmio mensal de 2,89% e 1,18%, ao se utilizar CAPM e três fatores, respectivamente. Nota-se que tanto o CAPM quanto o modelo de três fatores falham na explicação da anomalia índice BM. Contudo, o modelo de três fatores apresenta melhor desempenho, uma vez que os interceptos são menos expressivos e significativos somente na carteira 5 e os coeficientes de determinação ajustados são maiores em todas as carteiras. No entanto, o prêmio permanece significativo em ambos os modelos.

Fama e French (1996) afirmam que as

carteiras formadas pelas ações com maiores índices BM evidenciam coeficiente maior que o coeficiente das carteiras formadas pelas ações de menores índices BM. Essa tendência é verificada na Tabela 3. Assim, observa-se que o modelo de três fatores captura a tendência nos interceptos do CAPM e a transfere para o coeficiente do fator BM.

A Tabela 4 evidencia os resultados para o fator momento. Observa-se a mesma tendência da Tabela 1, quando os retornos são ajustados ao risco, tanto via CAPM, quanto via três fatores. Observa-se um prêmio mensal de 3,78% e 2,01%, respectivamente. Nota-se que o CAPM e o modelo de três

TABELA 4 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pelo Momento

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
a	0,0177*	0,0062**	-0,0056	-0,0129*	-0,0201*	-0,0378*
b	0,9880*	1,0035*	1,0299*	0,9680*	1,0069*	0,0189
R²ajust	0,8690	0,9499	0,9396	0,8991	0,8047	-
Teste F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
DW	2,1191	2,2204	2,2027	2,2015	2,0466	-
JB³	0,0000	0,0000	0,2276	0,0005	0,0000	-
White	0,9562	0,3303	0,0006 ¹	0,0000 ¹	0,1487	-
Schwarz	-2,7753	-8,8464	-3,5447	-3,1117	-2,2663	-
3 Fatores						
a	0,0075***	0,0010	-0,0012	-0,0018	-0,0126**	-0,0201**
b	1,0024*	1,0136*	1,0262*	0,9559*	1,0181*	0,0157
s	-0,0041	0,0927	0,0886	0,1195	0,7303*	0,7344*
h	-0,3425*	-0,1720*	0,1507**	0,3733*	0,2638**	0,6063*
R²ajust	0,8857	0,9563	0,9425	0,9205	0,8588	-
Teste F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
DW	2,1467	2,3644**	2,1929	2,1756	1,7610	-
JB³	0,0000	0,0000	0,3951	0,1365	0,0000	-
White	0,0748 ¹	0,0697 ¹	0,0000 ¹	0,0003 ¹	0,0000 ¹	-
Schwarz	-2,8571	-3,8763	-3,5384	-3,2949	-2,5318	-

* 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

3 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.

fatores falham na explicação da anomalia momento. Contudo, o modelo de três fatores apresenta melhor desempenho, uma vez que os interceptos são menos expressivos e significativos somente nas carteiras 1 e 5 e os coeficientes de determinação ajustados são maiores em todas as carteiras. No entanto, o prêmio permanece significativo em ambos os modelos.

A Tabela 5 evidencia os resultados para o fator liquidez. Observa-se a mesma tendência da Tabela 1, quando os retornos são ajustados

ao risco tanto via CAPM, quanto via três fatores. Observa-se um prêmio mensal de 1,77% e 1,24%, respectivamente. Nota-se que o CAPM e o modelo de três fatores falham na explicação da anomalia liquidez. Contudo, o modelo de três fatores apresenta melhor desempenho, uma vez que o prêmio mostrou-se não significativo, bem como os coeficientes de determinação ajustados são maiores em todas as carteiras.

As Tabelas 6, 7 e 8 evidenciam os retornos ajustados ao risco com as carteiras,

TABELA 5 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pela Liquidez

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
<i>a</i>	0,0403*	0,0436*	0,0405*	0,0453*	0,0581*	0,0177***
<i>b</i>	0,2711*	0,2717*	0,2769*	0,2235*	0,1048*	-0,1663***
<i>R²ajust</i>	0,1672	0,2428	0,2440	0,2359	0,0418	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0080	-
<i>DW</i>	2,4743 ²	2,4277 ²	2,2398	1,8512	1,8817	-
<i>JB³</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,7304	0,0000	-
<i>White</i>	0,0000 ¹	0,0056 ¹	0,5092	0,0773 ¹	0,5745	-
<i>Schwarz</i>	-1,8974	-2,3487	-2,3169	-2,7016	-2,3855	-
3 Fatores						
<i>a</i>	0,0465*	0,0462*	0,0426*	0,0498*	0,0589*	0,0124
<i>b</i>	0,2344*	0,2535*	0,2682*	0,2185*	0,1059**	-0,1285
<i>s</i>	-0,9309*	-0,4853*	-0,1904	0,0420	0,0797	1,0106*
<i>h</i>	0,1952	0,0797	0,0687	0,1502***	0,0309	-0,1643
<i>R²ajust</i>	0,4784	0,3524	0,2549	0,2435	0,0319	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0568	-
<i>DW</i>	1,9227	2,0017	2,0870	1,8829	1,9200	-
<i>JB³</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,7944	0,0000	-
<i>White</i>	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0278 ¹	0,9481	-
<i>Schwarz</i>	-2,3104	-2,4502	-2,2766	-2,6568	-2,3204	-

* 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.

3 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 homoscedásticas não foi rejeitada, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

sendo agrupadas de acordo com o índice lucro/preço, ebitda/preço e endividamento. Tendo em vista que nenhuma tendência foi observada na Tabela 1, ambas as variáveis produzem resultados similares ao ajustar o retorno ao risco tanto pelo CAPM, como pelos três fatores. Observa-se, ainda, que nem o CAPM, nem o modelo três fatores

captam os referidos efeitos, tendo em vista que todos os interceptos mostraram-se significativos. Contudo, o modelo de três fatores apresenta um melhor desempenho, uma vez que todas as carteiras tiveram seus coeficientes de determinação ajustados aumentados, e o prêmio mostrou-se não significativo.

TABELA 6 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pelo Índice Lucro/Preço

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
<i>a</i>	0,0398*	0,0438*	0,0471*	0,0348*	0,0302*	-0,0096**
<i>b</i>	0,2620*	0,2930*	0,2926*	0,2493*	0,3116*	0,0497
<i>R²ajust</i>	0,1755	0,2064	0,2750	0,1951	0,2839	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
<i>DW</i>	2,4339 ²	2,6028 ²	2,3013	2,1429	1,8998	-
<i>JB³</i>	0,0000	0,0000	0,3257	0,0385	0,1474	-
<i>White</i>	0,0006 ¹	0,0000 ²	0,4150	0,6072	0,2488	-
<i>Schwarz</i>	-2,0225	-1,9933	-2,3650	-2,2479	-2,2824	-
3 Fatores						
<i>a</i>	0,0417*	0,0505*	0,0500*	0,0427*	0,0399*	-0,0018
<i>b</i>	0,2366*	0,2590*	0,2748*	0,2344*	0,2961*	0,0595**
<i>s</i>	-0,7540*	-0,8150*	-0,4537*	-0,1245	-0,0576	0,6964*
<i>h</i>	0,0539	0,2141	0,0925	0,2618***	0,3258*	0,2719**
<i>R²ajust</i>	0,3767	0,4682	0,3707	0,2374	0,3354	-
<i>Teste F</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
<i>DW</i>	1,9705	2,0719	1,9267	2,0653	1,8282	-
<i>JB³</i>	0,0000	0,0000	0,8309	0,0425	0,2182	-
<i>White</i>	0,0006 ¹	0,0000 ¹	0,0083 ¹	0,0001 ¹	0,0448 ¹	-
<i>Schwarz</i>	-2,2475	-2,3387	-2,4518	-2,2470	2,3022	-

* 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.

3 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 homoscedásticas não foi rejeitada, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

TABELA 7 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pelo Índice Ebitda/Preço

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
a	0,0232*	0,0417*	0,0454*	0,0464*	0,0354*	0,0122**
b	0,3279*	0,2864*	0,2627*	0,2435*	0,2387*	-0,0892**
R²ajust	0,2579	0,2085	0,1511	0,1747	0,2148	-
Teste F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
DW	2,1901	2,4117 ²	2,4973 ²	2,4226 ²	2,0723	-
JB³	0,0027	0,0000	0,0000	0,0000	0,0128	-
White	0,3807	0,0584 ¹	0,0000 ¹	0,0072 ¹	0,8181	-
Schwarz	-2,0512	-2,0514	-1,8438	-2,1633	-2,4526	-
3 Fatores						
a	0,0349*	0,0478*	0,0457*	0,0503*	0,0414*	0,0064
b	0,3027*	0,2618*	0,2330*	0,2180*	0,2272*	-0,0754***
s	-0,2847***	-0,5318*	-0,9806*	-0,6643*	-0,0991	0,1856
h	0,3909*	0,1975	-0,0055	0,1235	0,1991	-0,1918***
R²ajust	0,3600	0,3348	0,4354	0,3711	0,2415	-
Teste F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
DW	1,9406	2,1536	1,8905	1,8732	2,0005	-
JB³	0,1528	0,1745	0,0000	0,0095	0,0002	-
White	0,0012 ¹	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0000 ¹	0,0139 ¹	-
Schwarz	-2,1444	-2,1703	-2,1968	-2,3802	-2,4323	-

* 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.

3 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 homoscedásticas não foi rejeitada, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

TABELA 8 – Retornos Ajustados ao CAPM e ao Modelo de Três Fatores das Carteiras Ordenadas pelo Endividamento

	1	2	3	4	5	5-1
CAPM						
a	0,0420*	0,0379*	0,0404*	0,0444*	0,0376*	-0,0044
b	0,2846*	0,2907*	0,2967*	0,2270*	0,2371*	-0,0475
R²ajust	0,2439	0,1706	0,2606	0,1395	0,1498	-
Teste F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
DW	2,0091	2,2909 ²	2,4915 ²	2,4258 ²	2,4965 ²	-
JB³	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
White	0,3767	0,0044 ¹	0,0211 ¹	0,0000 ¹	0,0000 ¹	-
Schwarz	-2,2614	-1,7813	-2,2649	-2,0467	-2,0390	-
3 Fatores						
a	0,04698*	0,0427*	0,0425*	0,0514*	0,0475*	0,0006
b	0,2717*	0,2623*	0,2755*	0,1947*	0,2055*	-0,0662
s	-0,1990	-0,7144*	-0,6102*	-0,7451*	-0,583* ¹	-0,3841**
h	0,1615	0,1539	0,0611	0,2239***	0,3258**	0,1643
R²ajust	0,2709	0,3284	0,4127	0,3983	0,3547	-
Teste F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-
DW	1,9389	1,8940	1,9725	2,0016	2,0326	-
JB³	0,0000	0,0000	0,0029	0,2332	0,0000	-
White	0,0000 ¹	0,0028 ¹	0,0000 ¹	0,0089 ¹	0,0000 ¹	-
Schwarz	-2,2429	-1,9375	-2,4403	-2,3497	-2,2600	-

* 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.

3 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 homoscedásticas não foi rejeitada, tendo em vista a estimação de erros-padrão robustos.

CONCLUSÃO

Este artigo teve por objetivo analisar se certas anomalias documentadas no comportamento dos preços e incompatíveis com a teoria de eficiência do mercado e com as expectativas racionais existem no mercado acionário brasileiro. Especificamente, este trabalho examinou os retornos anormais produzidos por 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 de analisar tais anomalias, este artigo avaliou a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores, de Fama e French (1993), em explicá-las.

Os resultados apresentados indicam evidências da existência do efeito liquidez, momento e índice BM. Porém, nesse caso, contrário ao previsto na teoria. Por outro lado, não há evidências que suportem a existência dos efeitos lucro/preço, ebitda/preço, tamanho e alavancagem.

Essas evidências se mantêm ao ajustar o retorno ao risco, de acordo com o CAPM e o modelo de três fatores. Ademais, observou-se que ambos os modelos, CAPM e três fatores, falham em capturar as anomalias observadas, ainda que o modelo de três fatores tenha apresentado melhor desempenho que o CAPM, evidenciando melhor poder explicativo dos retornos das ações no mercado brasileiro. Os resultados deste artigo vão de encontro aos encontrados por Fama e French (1992, 1993, 1996), que evidenciaram que o modelo de três fatores funcionava muito bem nos Estados Unidos.

Ressalta-se que a presente pesquisa restringiu-se às empresas constituídas sob a forma de sociedade anônima de capital aberto, com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa, no período de 1º de junho de 1995 a 30 de junho de 2008. Dessa forma, as conclusões obtidas ficam restritas à amostra utilizada. Ademais, apesar do longo período utilizado, devem-se ressaltar as significativas alterações que o mercado de capitais brasileiro vem sofrendo, fato que deve ser levado em consideração na interpretação dos resultados.

REFERÊNCIAS

- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, [S. l.], v. 17, n. 2, p. 223-249, 1986.
- BANZ, R. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, [S. l.], v. 9, p. 3-18, 1981.
- BARROS, P. S.; PICANÇO, M. B.; DA COSTA JR., N. C. A. Retornos e riscos das *Value* e *growth* stocks no Mercado Brasileiro. **Resenhas BM&F**, [S. l.], v. 124, p. 41-50, 1998.
- BASU, S. Investment performance of common stocks in relation to their price/earnings ratio: a test of the efficient market hypothesis. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 32, p. 663-682, 1977.
- BHANDARI, L. C. Debt/Equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 43, p. 1-29, 1988.
- BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical results. In: JENSEN, M. C. (Ed.). **Studies in the theory of capital markets**. New York: Praeger, 1972. p. 79-121.
- BLUME, M. E.; FRIEND, I. A new look at the capital asset pricing model. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 28, p. 19-33, 1973.
- BRAGA, C.; LEAL, R. Ações de Valor e de Crescimento nos anos 90. In: BONOMO, Marco Antônio (Org.). **Finanças Aplicadas no Brasil**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2002.
- CAPUL, C.; ROWLEY, I.; SHARPE, W. F. International value and growth stocks returns. **Financial Analysts Journal**, [S. l.], v. 49, n. 1, p. 27-36, Jan./Feb. 1993.
- CARHART, M. M. On persistence in mutual fund performance. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.
- DOS SANTOS, J. O.; FAMÁ, R.; MUSA, A. A adição do fator risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama e French aplicado ao mercado acionário brasileiro. In: CONGRESSO USP DE CONTABILIDADE E CONTABILIDADE, 7., 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo, 2007.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Value versus growth: The international evidence. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 53, p. 1975-1998, 1998.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, [S. l.], 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**, [S. l.], v. 18, n. 3, p. 25-46, 2004.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.
- FAMA, E.; FRENCH, K. R. Multi-factor explanations of asset pricing anomalies. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 51, p. 55-84, 1996.
- FAMA, E.; FRENCH, K. Size and book-to-market factors in earnings and returns. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 1, p. 131-155, 1995.
- FAMA, E.; MACBETH, J. Risk, return and equilibrium: empirical test. **Journal of Political Economy**, [S. l.], v. 81, p. 607-636, 1973.
- FRALETTI, P. B. **Ensaio sobre taxa de juros em reais e sua aplicação na análise financeira**. 2004. 160 f. Tese (Doutorado em Administração) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.
- GHARGHORI, P.; LEE, R.; VEERARAGHAVAN, M. Anomalies and stock returns: Australian evidence. **Working Paper**, Monash University, 2007. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1002260>>.
- HAUGEN, R. A. **The new finance: the case against efficient markets**. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1995.
- HWANG, S.; LU, C. Too many factors! Do we need them all? **Working Paper**, Cass Business School, 2007. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=972022>>.
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 48, n. 1, p. 65-91, 1993.
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 56, n. 2, p. 699-720, 2001.
- KEENE, M. A.; PETERSON, D. R. The importance of liquidity as a factor in asset pricing. **The Journal of Financial Research**, [S. l.], v. 30, n. 1, p. 91-109, 2007.
- KEIM, D. Size-related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence. **Journal of Financial Economics**, [S. l.], v. 12, n. 2, p. 13-32, 1983.
- LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Contrarian investment, extrapolation, and risk. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 49, p. 1541-1578, 1994.
- LIEW, J.; VASSALOU, M. Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth? **Journal of Financial Economics**, [S. l.], v. 57, n. 2, p. 221-245, 2000.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **Review of Eco-**

- nomics and Statistics**, [S. l.], p. 13-37, 1965.
- MÁLAGA, F. K.; SECURATO, J. R. Aplicação do modelo de três fatores de Fama e French no mercado acionário brasileiro – um estudo empírico do período de 1995-2003. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 28., 2004. **Anais...** Curitiba:ANPAD, 2004.
- MARKOWITZ, H. H. Portfolio selection. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 7, n. 77, p. 91, 1952.
- MESCOLIN, A.; BRAGA, M. C.; DA COSTA JR, N. C. A. Risco e retorno das *value* e *growth stocks* no mercado Brasileiro In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 21., 1997. **Anais...** Rio de Janeiro:ANPAD, 1997.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, [S. l.], v. 34, p. 768-783, 1966.
- MUSSA, A; ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Modelos de retornos esperados no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 8., 2008, São Paulo. **Anais...** São Paulo:ANPAD, 2008.
- PEREIRA, E. B. Retornos e riscos das ações de valor e de crescimento no mercado Brasileiro no período de janeiro de 2001 a junho de 2004, com base no índice IBrX50. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 5., 2005, São Paulo. **Anais...** São Paulo: [s. n.], 2005.
- PUGGINA, W. A. **Analysis of rate of return and risk for common and preferred stocks: the Brazilian experience**. Ph.D. dissertation, Michigan: Michigan University. 1974.
- RODRIGUES, M. R. A. O efeito valor, o efeito tamanho e o modelo multifatorial: evidências do caso Brasileiro. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 24., 2000, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis:ANPAD, 2000.
- ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests. **Journal of Financial Economics**, [S. l.], v. 4, p. 129-176, 1977.
- ROMARO, P.; EID JÚNIOR, W. O Efeito tamanho na Bovespa. In: CONGRESSO LATINO-AMERICANO DE ESCOLAS DE ADMINISTRAÇÃO, 27., 2002, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: [s. n.], 2002.
- ROUWENHORST, K. International momentum strategies. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 53, n. 1, p. 267-284, 1998.
- ROUWENHORST, K. Local return factors and turnover in emerging stock markets. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 54, n. 4, p. 1439-1464, 1999.
- SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, [S. l.], v. 19, p. 425-442, 1964.
- VAIHEKOSKI, M. Portfolio construction for tests of asset pricing models. **Financial Markets, Institutions & Instruments**, [S. l.], v. 13, n. 1, p. 1-39, 2004.