



Revista Universo Contábil, ISSN 1809-3337
Blumenau, v. 12, n. 3, p. 26-48, jul./set., 2016

doi:10.4270/ruc.2016319
Disponível em www.furb.br/universocontabil



APLICAÇÃO DO MODELO ALTERNATIVO DE TRÊS FATORES NA ESTIMAÇÃO DOS RETORNOS DAS AÇÕES DO MERCADO BRASILEIRO¹

APPLICATION OF ALTERNATIVE THREE-FACTOR MODEL IN THE ESTIMATION OF STOCK RETURNS IN THE BRAZILIAN STOCK MARKET

APLICACIÓN DEL MODELO ALTERNATIVO DE TRES FACTORES EN LA ESTIMACIÓN DE LOS RETORNOS DE LAS ACCIONES EN EL MERCADO DE VALORES BRASILEÑO

Cláudio Pilar da Silva Júnior

Doutorando em Administração pelo Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal da Paraíba (PPGA/UFPB)
Professor da Universidade Federal de Sergipe – UFS
Endereço: Cidade Universitária Prof. José Aloísio Campos
Av. Marechal Rondon s/n, Bairro Jd. Rosa Elze
CEP: 49.100-000 - São Cristovão – SE – Brasil
Email: claudiopilar.adm@gmail.com
Telefone: +55 (79) 2105-6771

Márcio André Veras Machado

Doutor em Administração pelo Programa de Pós-Graduação em Administração da UnB (PPGA/UnB) e Pós-Doutorado pela University of Queensland
Professor do Programa de Pós-Graduação em Administração (PPGA) e do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (PPGCC) da UFPB
Endereço: Cidade Universitária - Campus I. Castelo Branco, CEP: 58059-900 - João Pessoa/PB
E-mail: mavmachado@hotmail.com
Tel.: +55 (83) 3216-7492

RESUMO

Motivado pelo fraco desempenho dos modelos CAPM e de Fama French (1993) e pelos bons resultados do modelo de Chen, Novy-Marx e Zhang (2010) tanto no mercado Americano, quanto no Europeu, este artigo teve por objetivo analisar como os fatores investimento e ROA são precificados e se explicam parte das variações dos retornos das ações no mercado acionário Brasileiro. 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. Foram analisados, por ano, em média, dados de 172 ações. Inicialmente, buscou-se investigar a existência do prêmio para os fatores

¹Artigo recebido em 14.04.2015. Revisado por pares em 28.05.2016. Reformulado em 18.07.2016. Recomendado para publicação em 26.07.2016 por Paulo Roberto da Cunha. Publicado em 09.09.2016. Organização responsável pelo periódico: FURB.

investimento e ROA. Em seguida, teve-se por objetivo comparar o desempenho do modelo alternativo de três fatores de Chen, Novy-Marx e Zhang (2010), composto pelo fator de risco mercado e os fatores investimento e ROA, com o modelo CAPM e com o de três fatores de Fama e French (1993). Em relação aos fatores baseados na produção, verificou-se para o fator investimento um prêmio positivo e significativo de 0,698% ao mês. Quanto ao fator ROA, verificou-se um prêmio positivo de 0,263% ao mês, no entanto, não significativo estatisticamente. Por fim, pode-se concluir que o modelo alternativo não se mostrou adequado na explicação dos retornos no mercado brasileiro, além de não se mostrar robusto às anomalias documentadas na literatura, bem como apresentou desempenho inferior ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), conforme estatística GRS, R^2 ajustado, número de interceptos significativos e valor médio dos interceptos.

Palavras-chave: Modelos de Precificação de Ativos; Anomalias; Investimento.

ABSTRACT

Driven by the weak performance of both CAPM and Fama and French (1993) models, and the good results of the model by Chen, Novy-Marx and Zhang (2010) both in the US and the European markets, this paper aims to analyze how the investment and ROA factors are priced, and whether they explain part of the variations in stock returns in the Brazilian Stock Market. To develop this study the choice was for employing portfolios. To analyze the model's performance in explaining the variations in stock returns, time-series multiple regressions was employed. For each period (year), data concerning an average of 172 stocks were analyzed. First, we investigated the existence of premium for the investment and ROA factors. Next, we aimed to compare the performance of the alternative three-factor model by Chen, Novy-Marx e Zhang (2010) – comprised by market risk, investment and ROA factors –, to the CAPM and the three-factor model by Fama and French (1993). Concerning production-based factors, we found a significant positive premium of 0,698% per month for the investment factor. Regarding to the ROA factor, a positive premium of 0,263% per month was found, though not statistically significant. Finally, we can conclude that the alternative model was not appropriate for the explanation of returns in the Brazilian market, as well as it showed lower performance than the three-factor model and CAPM.

Keywords: Asset Pricing Models; Anomalies; Investment.

RESUMEN

Motivada por el débil desempeño de los modelos CAPM y Fama y French (1993) y por los buenos resultados del modelo de Chen, Novy-Marx y Zhang (2010) en el mercado estadounidense y en Europa, este artículo tiene por objetivo analizar cómo se tasan los factores de inversión y ROA y si explican parte de las variaciones de los retornos de las acciones en el mercado de valores brasileño. Para el desarrollo del estudio, se optó por el uso de carteras y, para analizar el comportamiento del modelo en la explicación de los retornos, fueron utilizadas regresiones múltiples en series de tiempo. Fueron analizados por año, en promedio, datos de 172 acciones. Inicialmente, se investigó la existencia de una prima a los factores de inversión y ROA. A continuación, se comparó el comportamiento del modelo alternativo de tres factores de Chen, Novy-Marx y Zhang (2010), compuesto por el factor de riesgo de mercado y los factores inversión y ROA, con el CAPM y los tres factores de Fama y French (1993). Con respecto a los factores de producción, fue encontrado por el factor inversión una prima positiva y significativa de 0,698% al mes. En cuanto al factor ROA, se observó una prima positiva de 0,263% al mes, sin embargo, estadísticamente no significativa. Finalmente, se puede concluir que el modelo alternativo no se mostró apropiado para la explicación de los retornos en el

mercado brasileiro, además de no se mostrar robusto a las anomalías documentada en la literatura, así como presentó desempeño inferior al modelo de tres factores de Fama y French (1993), según la estadística GRS, R^2 ajustado, número de interceptos significativos y promedio de los interceptos.

Palabras clave: Modelos de Fijación de Precios de Activos; Anomalías; Inversión.

1 INTRODUÇÃO

A relação risco e retorno é um dos assuntos mais estudados na área de finanças. Desde o início do Século XX, diversos estudos procuraram desenvolver modelos que proporcionem ao investidor maior segurança quanto às suas decisões de investimento, além de tentar identificar os fatores que influenciam no retorno dos ativos (MARKOWITZ, 1952; SHARPE 1964; LINTNER 1965; BLACK, 1972; FAMA; FRENCH, 1992, 1993). Modelos como o CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black (1972) e o modelo de três fatores de Fama e French (1993) são bastante utilizados para se mensurar a relação risco-retorno no investimento em ativos. No entanto, a validade desses modelos tem sido objeto de críticas de diversos estudos.

Em relação ao CAPM, as críticas são decorrentes, principalmente, pelo modelo concentrar a explicação do risco de mercado em um único fator, o beta (ROLL, 1977; JEGADEESH; TITMAN, 1993; FAMA; FRENCH, 2004). Quanto ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), destacam-se às relacionadas pela sua motivação empírica, o comportamento dos investidores e, também, à utilização do mesmo banco de dados em várias pesquisas (FAMA; FRENCH, 2004).

Em uma vertente voltada para a produção, diferente dos modelos tradicionais voltados para o consumo, Cochrane (1991) desenvolveu um modelo de precificação que associa dados de investimento aos retornos das ações e constatou que o modelo baseado no investimento é amplamente capaz de explicar as variações nos retornos das ações. O modelo com base no investimento demonstrou-se superior aos modelos tradicionais, pois faz a ligação entre o retorno dos ativos e o aspecto econômico, ligando características das empresas, retornos patrimoniais e o nível de investimento (XING, 2008). Além de identificar os fatores macroeconômicos que influenciam no preço das ações, a sua variável explicativa é estável e não apresenta problemas de precificação.

Baseados nos estudos que fazem a ligação entre os fatores de investimento e os retornos das ações, Chen, Novy-Marx e Zhang (2010), doravante CNZ (2010), propõem um modelo alternativo de três fatores, no qual o retorno esperado da carteira é descrito pelo prêmio de risco de três fatores: o fator beta, correspondente ao excesso de retorno de mercado; o fator investimento, compreendendo a diferença entre os retornos das carteiras com baixo investimento com as de alto investimento; e o fator ROA, que engloba a diferença entre os retornos das carteiras com alto ROA com as de baixo ROA.

A motivação para o seu desenvolvimento provém da precificação de ativos baseada na teoria q de investimento (TOBIN, 1969; COCHRANE, 1991). O fator investimento é utilizado na previsão dos retornos, pois dado os fluxos de caixa esperados, altos custos de capitais implicam em baixos valores presentes líquidos de novos projetos e em baixos investimentos, evidenciando, portanto, uma relação inversa entre o nível de investimento e o retorno esperado, conforme Cochrane (1991), Berk, Green e Naik (1999), Titman, Wei e Xie (2004), Anderson e Garcia-Feijó (2006), dentre outros.

Por outro lado, a utilização do fator retorno sobre o ativo é decorrente da relação direta com as taxas de desconto utilizadas. As baixas taxas de desconto são necessárias para gerar um baixo ROA esperado e induzir a um valor presente elevado dos novos projetos e, conseqüentemente, alto investimento. Além disso, intuitivamente, verifica-se que a

rentabilidade está relacionada positivamente com os retornos das ações (CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010).

Em virtude das evidências empíricas, em âmbito internacional, demonstrando a importância do investimento na precificação de ativos (COCHRANE, 1991; BERK; GREEN; NAIK, 1999; TITMAN; WEI; XIE, 2004; LI; VASSALOU; XING, 2006; ANDERSON; GARCIA-FEIJÓ, 2006; COOPER; GULEN; SCHILL, 2008; CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010; AMMAN; ODONI; OESCH, 2012), a presente pesquisa teve por objetivo analisar como os fatores investimento e ROA são precificados e se explicam parte das variações dos retornos das ações no mercado acionário brasileiro.

Considerado como um mercado em expansão, o mercado acionário brasileiro possui características próprias e diferentes daquelas observadas nos mercados desenvolvidos. Características que, de certa forma, poderão influenciar no comportamento das variáveis explicativas e no seu poder de explicação como, por exemplo, o baixo número de empresas com papéis negociados, em que se observa a preferência dos investidores por empresas de maior tamanho; a normatização dos padrões contábeis; o período de análise a ser analisado, que compreende um período de maior estabilidade econômica, principalmente devido à implantação do Plano Real. Adicionalmente, a ocorrência de crises financeiras internacionais, como a crise imobiliária americana em 2008, que afetou as bolsas de todos os países, poderão influenciar os resultados, bem como a estabilidade dos parâmetros.

Dessa forma, com a expansão da economia brasileira, uma melhor maneira de alocação do capital investido é por meio da mensuração realizada através de um modelo de precificação de ativos, que determina o retorno esperado de um determinado investimento. Tendo em vista a não observância de significância dos fatores do modelo de Fama e French (1993) no mercado acionário brasileiro (ROGERS; SECURATO, 2009; MACHADO; MEDEIROS, 2011), a busca por modelos alternativos de precificação se faz necessária.

Portanto, a validação do modelo alternativo de três fatores no mercado brasileiro poderá proporcionar uma nova ferramenta com poder de explicação mais amplo sobre o retorno de investimentos, auxiliando na estimação do retorno esperado para escolhas da composição de carteiras de investimentos.

Tem-se como objetivo secundário comparar o desempenho do modelo alternativo de três 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, preço/lucro, 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. 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

Embora sejam grandes as contribuições dos modelos CAPM e três fatores de Fama e French (1993), as evidências empíricas posteriores demonstraram a existência de outras variáveis significativas na explicação dos retornos esperados das ações não capturadas pelos modelos, representando assim anomalias de mercado.

Voltando-se para o mercado acionário brasileiro, verifica-se que o modelo de três fatores de Fama e French (1993) possui uma superioridade na explicação dos retornos em relação ao modelo CAPM. Contudo, algumas pesquisas demonstraram que a significância de um ou mais fatores do modelo de Fama e French (1993), como uma alternativa ao CAPM, não são mais observadas no mercado acionário brasileiro (ROGERS; SECURATO, 2009; MACHADO; MEDEIROS, 2011).

Em virtude da não significância dos fatores *SMB* e/ou *HML* em seus resultados e, também, o fato de o alfa apresentar valores diferentes de zero, diferentes pesquisadores concluem que podem existir outros fatores para explicar os retornos acionários no mercado de capitais brasileiro (ROGERS; SECURATO, 2009; MACHADO; MEDEIROS, 2011). Por exemplo, Rogers e Securato (2009) evidenciaram a superioridade do modelo de três fatores no Brasil, no entanto, observaram que o efeito *book-to-market* não se apresentou significativo. Sendo assim, propuseram para o mercado brasileiro um modelo de dois fatores, composto pelo beta e pelo fator tamanho.

Em busca de um modelo alternativo de precificação, Cochrane (1991) descreve um modelo de precificação de ativos baseado no investimento. Ao contrário dos modelos tradicionais, baseados no consumo, esse modelo utiliza uma função de produção, para verificar a previsibilidade dos retornos das ações. A função de produção tem uma propriedade bastante útil, no qual o retorno simulado da carteira é o próprio retorno do estoque da empresa, de tal modo, o modelo prevê que o retorno do investimento deve ser igual ao retorno das ações.

Nesse sentido, CNZ (2010) propõem um modelo de precificação de ativos baseado no investimento e, de acordo com os autores, capaz de explicar os retornos das ações, bem como as anomalias de mercado não capturadas pelo CAPM e pelo modelo de três fatores de Fama e French (1993). A lógica por trás desse modelo de produção é semelhante ao de consumo. Ele faz a associação entre os retornos dos ativos e taxa marginal de transformação, obtida de dados relacionados aos investimentos, por meio de uma função produção. De certo modo, fixando-se no processo de retorno, desenvolver-se-ia uma versão da teoria *q* de investimento. Por outro lado, fixando-se no processo de investimento, desenvolver-se-ia um modelo de precificação de ativos baseado na produção (COCHRANE, 1991).

Apesar de o modelo de consumo ser convencionalmente utilizado para explicar a relação entre a atividade real e o retorno esperado das ações, espera-se que a alternativa baseada na produção seja mais útil para esse propósito, principalmente pelo fato de associar o retorno dos ativos diretamente às variáveis de produção como rendimento e investimento, cujas oscilações estão relacionadas às flutuações econômicas (COCHRANE, 1991).

Ademais, diferente do modelo de três fatores de Fama e French (1993), que utilizaram fatores de risco com base no consumo, os fatores construídos pelo lado da produção não são considerados fatores de risco.

... por um lado, a precificação de ativos com base no investimento relaciona os retornos esperados às características da empresa, sem assumir má precificação. Ao contrário dos fatores tamanho e *book-to-market*, que envolvem diretamente em sua construção o valor de mercado, que os comportamentalistas frequentemente usam como uma *proxy* de má precificação, os novos fatores são construídos sobre fundamentos econômicos. Os fundamentos são menos prováveis de serem afetados pela má precificação, no mínimo diretamente. Por outro lado, enquanto motivado pelo lado da teoria econômica, nossos testes não são feitos para serem testes formais (CHEN, NOVY-MARX, ZHANG, 2010, p. 26-27).

Estudos posteriores também demonstraram a importância do papel do investimento na explicação do retorno esperado das ações. Os resultados empíricos evidenciaram uma relação negativa entre investimento e retorno, que pode ser explicada por diversos fatores, como a influência do custo de capital, do comportamento dos investidores, do nível esperado de produção, rentabilidade e decisões com as reservas de caixa (COCHRANE, 1991; BERK; GREEN; NAIK, 1999; TITMAN; WEI; XIE, 2004; LI; VASSALOU; XING, 2006; ANDERSON; GARCIA-FEIJÓ, 2006).

Ball e Brown (1968) foram os primeiros pesquisadores a analisar o poder explicativo de variáveis contábeis sobre a explicação dos retornos e constataram que o efeito de novas informações é, amplamente, explicado pelo lucro líquido. Dessa maneira, o fator ROA possui importante papel no modelo alternativo, pois, combinado com o fator investimento, procura

explicar o retorno esperado das empresas que apresentaram melhor desempenho no passado (CHEN, NOVY-MARX E ZHANG, 2010).

Com a aplicação do modelo alternativo no mercado americano, no período de 1972 a 2009, CNZ (2010) utilizaram a mesma metodologia proposta por Fama e French (1993) e demonstraram a significância do novo modelo na explicação dos retornos médios esperados das carteiras formadas. Quando comparado ao CAPM e ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), o novo modelo superou-os na explicação dos retornos médios das carteiras formadas, bem como se mostrou robusto às anomalias comumente documentadas na literatura.

Em uma amostra de 10 países da União Europeia, no período de 1990 a 2006, Amman, Odoni e Oesch (2012) demonstraram que os fatores do modelo alternativo de CNZ (2010) apresentaram comportamento semelhante ao mercado americano e que, quando aplicados para análise das anomalias mais comuns (efeito crescimento de ativos, efeito momento, emissões de ações, accruals e valor), o seu poder explicativo apresentou-se igual ou superior aos modelos tradicionais.

Walkshausl e Lobe (2014) examinaram o desempenho do modelo alternativo, comparativamente ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), em 40 países, no período de 1982 a 2009. Como principais resultados, evidenciaram que o modelo alternativo possui desempenho inferior ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), possivelmente em virtude do fraco desempenho da rentabilidade, na explicação dos retornos. Ademais, observaram que os resultados são robustos a *proxy* utilizada para rentabilidade e investimento, ao tipo de mercado (desenvolvido e em desenvolvimento), à subamostras, dentre outros testes de robustez.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

Para o desenvolvimento do estudo, optou-se pela formação de *portfólios*, pois, por meio dessa metodologia, se obtêm estimativas mais precisas, além de resolver o problema de não independência dos resíduos sobre o erro padrão na análise de dados longitudinais, proporcionando diversos benefícios, conforme destacado por Vaihekoski (2004).

A amostra analisada foi constituída por um conjunto de empresas com ações listadas na Bolsa de Valores de São Paulo – BM&FBOVESPA, no período de 1º de Junho de 1995 e 30 de junho de 2013. Utilizou-se esse período de tempo devido à maior estabilidade macroeconômica, após julho de 1994. Com o objetivo de assegurar a homogeneidade da amostra, foram excluídas as seguintes empresas:

- financeiras, devido ao seu alto grau de endividamento (FAMA; FRENCH, 1992);
- que não apresentaram cotações mensais consecutivas por 24 meses, sendo 12 meses anteriores à data de formação das carteiras e 12 meses posteriores, tendo em vista que os 12 meses anteriores foram utilizados para o cálculo do fator momento e os 12 meses posteriores para o cálculo do retorno das ações, que serviram de base para a obtenção dos prêmios dos fatores de risco e dos retornos das carteiras;
- que não apresentaram valor de mercado em 31 de dezembro e em 30 de junho de cada ano;
- que não apresentaram patrimônio líquido positivo em 31 de dezembro de cada ano;
- que não apresentaram informação referente ao ativo total em 31 de dezembro de cada ano;

Os dados necessários para a pesquisa foram extraídos do banco de dados da Economática. Em relação ao valor de mercado das empresas que possuíam ações de classe ON e PN, foi adotado o mesmo procedimento de Machado e Medeiros (2011), qual seja: o valor de mercado foi calculado pelo somatório das duas classes de ações, apenas quando ambas estavam presente na amostra. Caso contrário, foi considerado apenas o valor de mercado da classe do

papel constante na amostra. Dessa maneira, foram analisadas, por ano, os dados de 172 ações em média (41,35% da população).

Para a obtenção dos dados das variáveis explicativas baseadas na produção, seguiu-se a abordagem de CNZ (2010), na qual a variável investimento representa as mudanças anuais no ativo imobilizado mais as mudanças anuais em estoques, dividido pelo valor dos ativos com duas defasagens, conforme a Equação 1 (CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010):

$$INV_{it} = \frac{(INVT_{t-1} + ESTQ_{t-1}) - (INVT_{t-2} + ESTQ_{t-2})}{AT_{t-2}} \quad (1)$$

Em que INV_{it} é a variável investimento da empresa i no ano t ; $INVT_t$ representa o valor do investimento em ativo imobilizado da empresa i no ano t ; $ESTQ_t$ representa o valor do investimento em estoques da empresa i no ano t e AT_t representa o valor dos ativos da empresa i no ano t .

Adicionalmente, a obtenção da variável de investimento pela Equação 1 permitirá que essa variável possua informações dos ativos utilizados nas atividades operacionais por um longo período de tempo e dos investimentos em capital de giro, por meio dos ativos utilizados no ciclo operacional, em decorrência das mudanças ocorridas no ativo imobilizado e nos estoques (CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010).

Assim como Chen, Novy-Marx e Zhang (2010), o índice retorno sobre o ativo (ROA) foi obtido pela relação entre o lucro líquido anual de uma empresa pelo total de seus ativos ao final do período $t-1$, conforme a Equação 2:

$$ROA_t = \frac{\text{Lucro Líquido}_{t-1}}{\text{Ativo Total}_{t-1}} \quad (2)$$

CNZ (2010) destacam que a relação entre o investimento e o retorno sobre o ativo é condicional. Dessa forma, empresas com alto valor esperado do ROA apresentam altas taxas de desconto, menor valor presente e, conseqüentemente, menor investimento.

Para a obtenção do prêmio mensal dos fatores baseados na produção (Investimento e ROA), utilizou-se um caminho similar ao de Fama e French (1993), qual seja:

- Ao final de junho de cada ano t , todas as ações da amostra foram ordenadas de forma crescente pelo seu valor de mercado. Em seguida, essas ações foram divididas em três grupos: o primeiro grupo correspondeu às ações de menor tamanho, denominado *Small*; o segundo representou as ações de índice intermediário, denominado *neutro*; e o terceiro grupo consistiu das ações com maior tamanho, denominado *Big*. Portanto, a amostra foi segregada em três grupos: 30% inferior (*Small*), 40% médio (*neutro*) e 30% superior (*Big*);
- Nesse mesmo mês, todas as ações da amostra foram reordenadas de forma crescente, de acordo com o índice de investimento. Esse índice foi calculado pela variação anual em imobilizado e em estoques, dividido pelo ativo total. Em seguida, essas ações foram divididas em três grupos: o primeiro grupo correspondeu às ações com menor índice de investimento, denominado *Low*; o segundo representou as ações com índice intermediário, denominado *Neutro*; e o terceiro grupo representou as ações com maior índice, denominado *High*. Assim, a amostra foi dividida em três grupos: 30% *Low*, 40% *Neutro* e 30% *High*;
- Ainda no final de junho de cada ano t , após os dois procedimentos anteriores, todas as ações da amostra foram reordenadas de forma crescente pelo seu valor do ROA. Esse índice foi calculado pelo lucro líquido anual dividido pelo ativo total ao final do ano, ambos obtidos no período $t-1$. Após a reordenação, essas

ações foram divididas em três grupos: o primeiro grupo representou às ações com menor retorno sobre o investimento, denominado *Low*; o segundo correspondeu às ações com índice intermediário, denominado *Neutro*; e o terceiro representou as ações com maior índice, denominadas *High*. Assim, a amostra foi dividida em três grupos: 30% *Low*, 40% *Neutro* e 30% *High*;

- Nesse mesmo mês, após as três ordenações anteriores, foram construídas 27 carteiras, provenientes da intersecção dos diversos grupos, conforme Quadro 1;

Por fim, obteve-se, mensalmente, o prêmio para o fator investimento (INV), por meio da diferença entre a média do retorno mensal das carteiras *Low* INV e a média mensal das carteiras *High* INV e o prêmio pelo fator retorno sobre o ativo (ROA), por meio da diferença entre a média do retorno mensal das carteiras *High* ROA e a média mensal das carteiras *Low* ROA.

Quadro 1 – Descrição das Carteiras para os Fatores baseados na Produção

Carteira	Descrição
S/LI/LR	Ações com baixo valor de mercado, baixo INV e baixo ROA
S/LI/MR	Ações com baixo valor de mercado, baixo INV e ROA neutro
S/LI/HR	Ações com baixo valor de mercado, baixo INV e alto ROA
S/MI/LR	Ações com baixo valor de mercado, INV neutro e baixo ROA
S/MI/MR	Ações com baixo valor de mercado, INV neutro e ROA neutro
S/MI/HR	Ações com baixo valor de mercado, INV neutro e alto ROA
S/HI/LR	Ações com baixo valor de mercado, alto INV e baixo ROA
S/HI/MR	Ações com baixo valor de mercado, alto INV e ROA neutro
S/HI/HR	Ações com baixo valor de mercado, alto INV e alto ROA
M/LI/LR	Ações com valor de mercado neutro, baixo INV e baixo ROA
M/LI/MR	Ações com valor de mercado neutro, baixo INV e ROA neutro
M/LI/HR	Ações com valor de mercado neutro, baixo INV e alto ROA
M/MI/LR	Ações com valor de mercado neutro, INV neutro e baixo ROA
M/MI/MR	Ações com valor de mercado neutro, INV neutro e ROA neutro
M/MI/HR	Ações com valor de mercado neutro, INV neutro e alto ROA
M/HI/LR	Ações com valor de mercado neutro, alto INV e baixo ROA
M/HI/MR	Ações com valor de mercado neutro, alto INV e ROA neutro
M/HI/HR	Ações com valor de mercado neutro, alto INV e alto ROA
B/LI/LR	Ações com alto valor de mercado, baixo INV e baixo ROA
B/LI/MR	Ações com alto valor de mercado, baixo INV e ROA neutro
B/LI/HR	Ações com alto valor de mercado, baixo INV e alto ROA
B/MI/LR	Ações com alto valor de mercado, INV neutro e baixo ROA
B/MI/MR	Ações com alto valor de mercado, INV neutro e ROA neutro
B/MI/HR	Ações com alto valor de mercado, INV neutro e alto ROA
B/HI/LR	Ações com alto valor de mercado, alto INV e baixo ROA
B/HI/MR	Ações com alto valor de mercado, alto INV e ROA neutro
B/HI/HR	Ações com alto valor de mercado, alto INV e alto ROA

Fonte: Dados da pesquisa.

Para verificar se os fatores com base na produção são precificados e explicam parte das variações dos retornos das ações no mercado acionário brasileiro, optou-se, como variável dependente, pela construção de carteiras baseadas nas anomalias tamanho, valor, estratégia momento e liquidez.

Dessa forma, utilizando-se a metodologia de Fama e French (1993), foram construídas, ao final de junho de cada ano, 24 carteiras resultantes da combinação de dois grupos, divididos pelo valor mediano, com base no valor de mercado (*Small / Big*), três grupos segregados pelo índice B/M (*Low* (30%) / *Medium* (40%) / *High* (30%)), dois grupos contendo as empresas com os melhores (*Winners*) e piores (*Losers*) retornos históricos acumulados e, por fim, dois grupos

com base na liquidez (*Low / High*), utilizando-se o volume negociado do ano anterior como *proxy*.

Assim, de julho do ano t a junho do ano $t+1$, calculou-se o retorno mensal de cada ação por meio do seu logaritmo natural. Para o cálculo do retorno mensal de cada uma das 24 carteiras, utilizou-se o processo de ponderação, pelo valor de mercado da ação em relação ao valor de mercado da carteira, dos retornos das ações que as compõem.

Mensalmente, o prêmio pelo fator de risco mercado foi calculado utilizando-se a diferença entre a média, ponderada pelo valor de mercado de cada ação, dos retornos mensais de todas as ações da amostra e a taxa livre de risco, nesse caso, utilizou-se o retorno mensal da taxa Selic.

3.2 Descrição do Modelo

Para a mensuração do retorno esperado sobre uma carteira i , foram utilizadas regressões múltiplas em série de tempo, tendo como variável dependente os retornos mensais das 24 carteiras construídas, menos a taxa livre de risco, neste caso a Selic, e como variáveis independentes o prêmio pelo risco de mercado, medido pelo beta, o fator investimento (INV) e o fator retorno sobre o ativo (ROA), conforme a equação 3:

$$E(R_{pt}) - R_f = \alpha + \beta_p [E(R_m) - R_f] + i_p(INV) + r_p(ROA) + \varepsilon_p \quad (3)$$

Conforme Equação 3, tem-se: R_{pt} é o retorno médio ponderado mensal t de cada carteira p ; R_f é a taxa livre de risco, representada pela taxa Selic para o mês t ; INV fator investimento, obtido por meio da diferença entre a média do retorno mensal das carteiras *Low* INV e a média mensal das carteiras *High* INV. ROA fator retorno sobre o ativo (ROA), obtido por meio da diferença entre a média do retorno mensal das carteiras *High* ROA e a média mensal das carteiras *Low* ROA; α , β , i e r são os coeficientes da regressão a se estimar e ε o erro aleatório com distribuição normal, média zero e variância constante. Essa equação será estimada para cada uma das carteiras formadas.

Adicionalmente, o retorno das carteiras na equação anterior foi obtido por meio da ponderação pelo valor de mercado de cada ação pertencente à carteira, conforme equação 4:

$$R_{pt} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{VM_{it}}{VM_{pt}} \times R_{it} \right) \quad (4)$$

Em que R_{pt} é o retorno da carteira p no mês t ; R_{it} é o retorno da ação, pertencente à carteira p , no mês t ; VM_{it} é o valor de mercado da ação i , no final do mês t ; e VM_{pt} é o valor de mercado da carteira p , no final do mês t , representado pelo somatório dos valores de mercado das ações pertencentes a carteira;

O valor de mercado foi calculado conforme equação 5:

$$VM_{it} = \sum (P_{x,i,t} \times N_{x,i,t}) \quad (5)$$

Em que VM_{it} representa o valor de mercado da ação i , no momento t ; $P_{x,i,t}$ é o preço da ação de classe x , da empresa i , no momento t e $N_{x,i,t}$ é o número de ações de classe x , da empresa i , no momento t .

No modelo alternativo de CNZ (2010), o fator investimento possui papel similar ao fator valor do modelo de três fatores de Fama e French (1993). Intuitivamente, empresas “de valor” possuem maiores oportunidades de crescimento, investem mais e obtêm retornos esperados menores do que empresas “de crescimento”. A relação inversa do investimento com o retorno

das ações provém da explicação racional, basicamente, relacionada ao risco. O argumento defendido consiste que os investimentos são condicionados pelo custo de capital ou a taxa de desconto dos projetos. Nesse sentido, taxas reduzidas incorrerão em investimentos elevados em ativos e, devido ao seu baixo risco, menores retornos esperados (CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010).

Por outro lado, o fator ROA adiciona ao modelo alternativo uma nova dimensão, de poder explicativo ausente no modelo de três fatores de Fama e French (1993). A partir de uma relação positiva entre rentabilidade e retorno, espera-se que empresas com bom desempenho apresentem rentabilidade e retorno superior às empresas com baixo desempenho. Assim, a estimação da Equação 3 deverá fornecer evidências da capacidade dos fatores investimento/ativo e ROA em capturar as variações nos retornos das ações. Ademais, pretende-se, ainda, fazer uma análise comparativa do modelo, nesta pesquisa denominado de modelo alternativo de três fatores, com o CAPM e o modelo de três fatores de Fama e French (1993).

3.3 Hipóteses

As hipóteses desta pesquisa baseiam-se no trabalho de CNZ (2010), que desenvolveram o seu modelo alternativo a partir da Teoria q de investimento (TOBIN, 1969; COCHRANE, 1991) e demonstraram que seu desempenho é superior ao modelo de Fama e French (1993), captando os efeitos das anomalias, frequentemente, por uma grande margem.

Para o desenvolvimento das hipóteses, CNZ (2010) delineiam um estrutura de dois períodos, 0 e 1, que ilustram a sua intuição, onde o valor de mercado da empresa corresponde ao fluxo de caixa atual mais o futuro, sendo este igual à soma dos lucros operacionais e o valor de liquidação. Assim, a taxa de desconto ou o retorno de um investimento é obtido conforme a Equação 6:

$$r_i = \frac{\Pi_{i1} + 1 - \delta}{1 + a(I_{i0}/A_{i0})} = \frac{\text{ROA esperado} + 1}{1 + a(I/A)} \quad (6)$$

De acordo com a Equação 6, o retorno esperado é uma função da rentabilidade esperada mais o valor marginal de liquidação do capital, $(1 - \delta)$, onde δ é a taxa de depreciação, dividido pelo custo marginal de investimento, que inclui o custo de investimento unitário mais o custo marginal de ajustamento, $a(I_{i0}/A_{i0})$, onde a é um parâmetro constante maior que zero e (I_{i0}/A_{i0}) representa o investimento dividido pelo ativo.

Dessa forma, para uma condição em equilíbrio, ou seja, quando o rendimento é zero, o benefício marginal do investimento descontado para a data zero deverá ser igual ao custo marginal de investimento. De maneira equivalente, para essa condição intuitiva, o retorno de um investimento deverá ser igual à taxa de desconto, como em Cochrane (1991) (CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010).

Dado o modelo estabelecido na Equação 6 e observando-se as relações entre retorno, investimento em ativos e a rentabilidade esperada, são estabelecidas para esta pesquisa as seguintes hipóteses:

H1: Dado a expectativa do ROA, o retorno esperado decresce com o índice investimento/ativo;

H2: Dado o índice investimento/ativo, empresas com maior ROA esperado deveriam obter maior retorno esperado.

4 ANÁLISE DE RESULTADOS

4.1 Retorno das Carteiras Formadas com Base no Investimento e ROA

A análise dos retornos das carteiras formadas com base no índice de investimento e no fator ROA decorre, principalmente, para a verificação da relação entre o retorno das carteiras,

o índice de investimento em ativos e a rentabilidade esperada. O retorno mensal de cada carteira foi obtido, subtraindo-se do retorno mensal de cada uma delas o retorno do ativo livre de risco, nesta pesquisa a Selic. A média dos retornos de cada carteira, como base em 204 dados mensais de retorno (julho de 1996 a junho de 2013), os valores mínimo e máximo, bem como o desvio-padrão, estão evidenciados na Tabela 1.

Tabela 1 – Retorno das carteiras com base na produção

Carteira*	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Carteira	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
B/BI/HR	0,018	0,093	-0,311	0,292	M/MI/HR	0,018	0,081	-0,401	0,256
B/BI/LR	0,011	0,107	-0,425	0,306	M/MI/LR	0,007	0,099	-0,461	0,434
B/BI/MR	0,017	0,101	-0,382	0,293	M/MI/MR	0,022	0,081	-0,233	0,252
B/LI/HR	0,015	0,083	-0,503	0,291	S/BI/HR	0,019	0,085	-0,379	0,401
B/LI/LR	0,016	0,117	-0,699	0,899	S/BI/LR	0,016	0,128	-0,457	0,555
B/LI/MR	0,017	0,095	-0,457	0,330	S/BI/MR	0,013	0,076	-0,225	0,272
B/MI/HR	0,019	0,085	-0,344	0,523	S/LI/HR	0,026	0,084	-0,227	0,316
B/MI/LR	0,015	0,125	-0,487	0,768	S/LI/LR	0,023	0,146	-0,404	0,891
B/MI/MR	0,013	0,119	-0,847	0,481	S/LI/MR	0,013	0,096	-0,512	0,298
M/BI/HR	0,012	0,113	-1,188	0,227	S/MI/HR	0,010	0,096	-0,446	0,554
M/BI/LR	0,004	0,123	-0,701	0,313	S/MI/LR	0,014	0,169	-0,381	1,652
M/BI/MR	0,012	0,085	-0,325	0,256	S/MI/MR	0,023	0,009	-0,335	0,329
M/LI/HR	0,030	0,082	-0,373	0,362					
M/LI/LR	0,019	0,113	-0,374	0,432					
M/LI/MR	0,023	0,09	-0,225	0,381					

*Vide descrição no Quadro 1.

Fonte: Dados da pesquisa.

Observa-se que o retorno mensal das carteiras formadas com base no índice investimento e ROA variou entre 0,4% (M/BI/LR) e 3,0% (M/LI/HR) (Tabela 1). Adicionalmente, não foi possível estabelecer uma relação entre o risco e o retorno das carteiras, o que é explicado por CNZ (2010), no qual os seus fatores de produção não são considerados de risco.

Analisando-se o efeito investimento, esperava-se que as ações com maiores investimentos em ativos tenderiam a apresentar retorno inferior às ações que obtivessem menores investimentos para o mesmo período. Esse padrão pode ser observado na Tabela 1, uma vez que sete das nove carteiras formadas por ações de menor investimento obtiveram retorno superior às carteiras formadas por ações que realizaram maior investimento no mesmo período. Esse padrão sugere indícios da existência do fator investimento no mercado brasileiro, para o período estudado, ratificando a suposição de CNZ (2010).

Em relação à rentabilidade esperada, esperava-se que as carteiras formadas por ações de alto ROA apresentassem retornos superiores ao das carteiras formadas por ações de baixo ROA. Verifica-se na Tabela 1 que esse padrão foi observado em sete das nove carteiras formadas, o que leva a induzir a existência do fator ROA no mercado brasileiro, para o período considerado, também, ratificando a suposição de CNZ (2010) para o mercado brasileiro.

4.2 Fatores explicativos

A Tabela 2 evidencia os prêmios mensais dos fatores explicativos, bem como o teste *t* e o *p value* para essas médias, além do desvio padrão, valores mínimo e máximo.

Tabela 2 – Prêmios Mensais dos Fatores Explicativos

Fatores	Média	Desvio Padrão	Teste <i>t</i>	<i>p value</i>	Mínimo	Máximo
Mercado ($R_m - R_f$)	2,288	14,952	2,186	0,030	-56,434	41,727
Tamanho	-0,106	3,977	-0,380	0,705	-13,665	17,988
<i>Book – to – Market</i>	-2,576	5,232	-7,031	0,000	-24,269	30,098
Investimento	0,607	4,203	2,061	0,041	-10,639	23,540
ROA	0,434	5,355	1,158	0,248	-33,594	13,030

Fonte: Dados da pesquisa.

Observa-se pela Tabela 2 que o prêmio mensal de mercado foi de 2,288%, significativo ao nível de 5%, para o período analisado. Esse prêmio mensal foi inferior ao encontrado por Machado e Medeiros (2011), cujo prêmio mensal de mercado foi de 3,09%. Essa diferença deve-se, possivelmente, ao fato do período em estudo englobar a crise financeira internacional.

Quanto ao fator tamanho, não há evidências da existência do fator tamanho no período estudado, uma vez que a diferença entre a média dos retornos das carteiras *Small* e *Big* foi negativa (-0,106). Aliado a isso, o valor médio não se mostrou significativo estatisticamente. Em relação ao fator B/M, também não se observou evidências da sua existência, uma vez que a diferença entre a média dos retornos das carteiras formadas por empresas com altos índices B/M e os retornos das carteiras formadas por ações com baixo índice B/M foi negativa (-2,576).

Na análise dos fatores com base na produção, tanto para o mercado americano (CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010), quanto no mercado europeu (AMMAN; ODoni; OESCH, 2012), ambos apresentaram um prêmio médio positivo e significativo estatisticamente. Para o mercado brasileiro, observa-se que o fator investimento apresentou um prêmio médio mensal positivo de 0,607%, significativo ao nível de 5%. Com base nos resultados da Tabela 1 e 2, onde as carteiras formadas por ações de menor investimento obtiveram retorno superior às de maior investimento, além de se obter um prêmio positivo e significante estatisticamente, não se pôde rejeitar a Hipótese 1, de que o retorno esperado decresce com o índice investimento/ativo.

Por outro lado, para o fator ROA, apesar de, na Tabela 1, os resultados sugerirem que carteiras formadas com ações com alto ROA apresentassem retorno médio mensal superior às de baixo ROA, porém, na Tabela 2, obteve-se um prêmio médio mensal positivo de 0,434%, não significativo estatisticamente, o que conduz a rejeição da Hipótese 2, de que empresas com maior ROA esperado deveriam obter maior retorno esperado. Esses resultados ratificam os resultados obtidos por Walkshausl e Lobe (2014).

4.3 Desempenho do Modelo Alternativo de CNZ (2010) na Explicação dos Retornos

A Tabela 3 apresenta os resultados das regressões para o modelo alternativo de três fatores de Chen, Novy-Marx e Zhang (2010). De acordo com o teste Jarque-Bera, com exceção da carteira B/M/WIN/LL, a hipótese nula de que os resíduos se distribuem normalmente foi rejeitada, ao nível de 10%. No entanto, de acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 204 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (BROOKS, 2002). Ainda assim, os coeficientes dessas carteiras foram estimados, usando matriz robusta de Newey-West, com o objetivo de aumentar o erro padrão, diminuindo a estatística *t*, tornando sua estimativa mais robusta.

De acordo com a Tabela 3, a regressão estimada, de forma isolada, demonstrou-se significativa em todas as carteiras ao nível de significância de 1%, conforme estatística *F*. Adicionalmente, o fator mercado mostrou-se significativo em todas as carteiras e positivamente relacionado com o retorno, como esperado. Obteve-se um coeficiente de determinação ajustado variando de 0,598 a 0,917, apresentando um poder explicativo médio de 0,752, deixando de explicar uma parte significativa das variações dos retornos das carteiras.

Tabela 3 – Resultados das Regressões para o Modelo Alternativo

$$E(R_{pt}) - R_f = \alpha + \beta_p[E(R_m) - R_f] + i_p(INV) + r_p(ROA) + \varepsilon_p$$

Carteira	α	β	i	r	R^2 aj.	Carteira	α	β	i	r	R^2 aj.
B/H/LOS/HL ¹	-0,022*	1,020*	0,420***	-0,405**	0,815	S/H/LOS/HL ¹	-0,028*	1,010*	-0,111	-0,273**	0,766
B/H/LOS/LL ¹	-0,028*	1,103*	0,287	0,235	0,815	S/H/LOS/LL ¹	-0,012	0,949*	0,179	0,016	0,609
B/H/WIN/HL ¹	-0,001	0,983*	-0,210***	-0,268**	0,864	S/H/WIN/HL ¹	-0,011**	0,999*	0,341*	-0,105	0,804
B/H/WIN/LL ¹	-0,000	0,954*	0,328***	-0,047	0,766	S/H/WIN/LL ¹	-0,008	0,864*	-0,005	0,367	0,611
B/L/LOS/HL ¹	-0,001	1,023*	-0,258***	0,494	0,803	S/L/LOS/HL ¹	-0,012	1,085*	-0,090	0,744	0,736
B/L/LOS/LL ¹	-0,000	1,061*	-0,073	0,799***	0,765	S/L/LOS/LL ¹	0,012	1,021*	0,228	0,179	0,610
B/L/WIN/HL ¹	0,008	1,033*	0,240	0,276	0,830	S/L/WIN/HL ¹	0,024*	0,965*	0,040	-0,350	0,744
B/L/WIN/LL ¹	0,028**	0,815*	0,604**	-0,461	0,598	S/L/WIN/LL ¹	0,031*	0,917*	0,315*	0,120	0,664
B/M/LOS/HL ¹	-0,007***	0,971*	-0,091	-0,183**	0,879	S/M/LOS/HL ¹	-0,016*	0,999*	-0,053	-0,147	0,801
B/M/LOS/LL ¹	-0,004	1,037*	0,430***	0,456**	0,640	S/M/LOS/LL ¹	-0,009***	1,005*	0,031	0,083	0,791
B/M/WIN/HL ¹	0,007**	0,966*	-0,226**	-	0,917	S/M/WIN/HL ¹	0,007	0,922*	0,313***	-0,487	0,753
B/M/WIN/LL ¹	0,009**	0,922*	0,031	-0,087	0,806	S/M/WIN/LL ¹	0,003	0,916*	0,273	0,196	0,653

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

¹ Erros-padrão estimados com correção para heterocedasticidade e para correlação serial, usando matriz robusta de Newey-West.

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso do teste VIF (*variance inflation factor*). Obteve-se um VIF de 1,038, 1,004 e 1,034, para as variáveis mercado, investimento e ROA, respectivamente, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

Para a análise de eficiência do modelo, utilizou-se a estatística F de Gibbons, Ross e Shanken (1989). O valor do teste GRS foi de 4,780, significativo ao nível de 1%.

Ademais, utilizou-se a estatística F de Gibbons, Ross e Shanken (1989) para testar formalmente a hipótese de que um conjunto de variáveis explicativas produz em regressões de série temporal todos os interceptos iguais a zero, com o intuito de avaliar a eficiência do modelo de precificação. A existência de interceptos significativamente diferentes de zero sugere a inadequação do modelo na explicação dos retornos. Nesse sentido, outros fatores, não absorvidos pelos fatores explicativos, podem estar influenciando a variação dos retornos.

Dessa forma, quanto menor o valor da estatística GRS, menor a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula, de que todos os interceptos são iguais a zero, e, portanto, melhor o desempenho do modelo, pois a relação de risco e retorno existente pelo beta existe se e somente se o referido retorno do portfólio estiver sobre a fronteira eficiente (COCHRANE, 2001). Nesse sentido, com os interceptos iguais a zero, o poder explicativo recai somente sobre as variáveis explicativas e o termo de erro.

Assim, verifica-se na Tabela 3 que a estatística GRS para o modelo alternativo apresentou o valor de 4,780, significativo ao nível de 1%, rejeitando a hipótese nula de que os interceptos estimados são conjuntamente iguais a zero. Observa-se, ainda, que se obteve um intercepto médio de -0,001 e que metade das carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, sugerindo inadequação do modelo na explicação dos retornos. Assim, sugere-se que outros fatores, não absorvidos pelo mercado, podem estar influenciando a variação dos retornos.

Conforme Tabela 3, o fator investimento mostrou-se significativo estatisticamente em 10 das 24 carteiras analisadas, capturando variações não absorvidas pelo CAPM. Observa-se que os coeficientes do fator investimento são significativos predominantemente nas carteiras *Big*, sendo significativo em sete das 12 carteiras com maior valor de mercado. Já o fator ROA, mostrou-se significativo em sete das 24 carteiras. De maneira semelhante ao fator investimento, o coeficiente do fator ROA parece estar associado ao tamanho das carteiras, sendo mais significativo nas carteiras *Big*.

Por fim, com o objetivo de comparar o desempenho do modelo alternativo de CNZ (2010) com o CAPM (Tabela 4) e o modelo de três fatores de Fama e French (1993) (Tabela 5), estimou-se os dois modelos para as mesmas 24 carteiras. Por meio da estatística F , observa-

se que para ambos os modelos, a regressão estimada, de forma isolada, mostrou-se significativa ao nível de 1% de significância estatística para todas as carteiras.

Tabela 4 – Resultados da Regressão para o CAPM

$$E(R_i) = R_f + \beta_i \times [E(R_m) - R_f] + \varepsilon_i$$

Carteira	α	β	R^2 aj.	Carteira	α	β	R^2 aj.
B/H/LOS/HL ¹	-0,022*	1,040*	0,791	S/H/LOS/HL ¹	-0,031*	1,030*	0,761
B/H/LOS/LL ¹	-0,024*	1,083*	0,808	S/H/LOS/LL ¹	-0,011	0,945*	0,612
B/H/WIN/HL ¹	-0,004	1,004*	0,855	S/H/WIN/HL ¹	-0,010***	1,000*	0,798
B/H/WIN/LL ¹	0,001	0,952*	0,761	S/H/WIN/LL ¹	-0,006	0,840*	0,601
B/L/LOS/HL ¹	-0,000	0,997*	0,773	S/L/LOS/HL ¹	-0,009	1,038*	0,693
B/L/LOS/LL ¹	0,004	1,011*	0,711	S/L/LOS/LL ¹	0,015***	1,006*	0,610
B/L/WIN/HL ¹	0,011*	1,012*	0,821	S/L/WIN/HL ¹	0,022*	0,987*	0,735
B/L/WIN/LL ¹	0,030*	0,835*	0,556	S/L/WIN/LL ¹	0,034*	0,905*	0,660
B/M/LOS/HL ¹	-0,009**	0,984*	0,876	S/M/LOS/HL ¹	-0,017*	1,010*	0,801
B/M/LOS/LL ¹	0,001	1,000*	0,620	S/M/LOS/LL ¹	-0,008***	0,999*	0,792
B/M/WIN/HL ¹	0,005	0,985*	0,908	S/M/WIN/HL ¹	0,006	0,949*	0,725
B/M/WIN/LL ¹	0,009**	0,928*	0,808	S/M/WIN/LL ¹	0,005	0,899*	0,648

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

¹ Erros-padrão estimados com correção para heterocedasticidade e para correlação serial, usando matriz robusta de Newey-West.

Para a análise de eficiência do modelo, utilizou-se a estatística F de Gibbons, Ross e Shanken (1989). O valor do teste GRS foi de 5,187, significativo ao nível de 1%.

Para o CAPM (Tabela 4), obteve-se um coeficiente de determinação ajustado variando de 0,556 a 0,908, apresentado um poder explicativo médio de 0,738. Em relação à estatística GRS, o modelo apresentou um valor de 5,187, significativo ao nível de 1%. Ademais, observa-se, ainda, que o modelo apresentou um intercepto médio de 0,0005 e que 13 carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, sugerindo a existência de outros fatores, não absorvidos pelo mercado, que podem estar influenciando a variação dos retornos.

Para o modelo de três fatores de Fama e French (1993) (Tabela 5), observa-se um poder explicativo médio de 0,790. Verifica-se que, pela estatística GRS (2,594), rejeita-se a hipótese de interceptos conjuntamente iguais a zero, ao nível de significância de 1%. Ademais, verifica-se um alfa médio para o modelo de 0,0007, além de que apenas oito carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero. Conforme Tabela 5, o fator tamanho mostrou-se significativo estatisticamente em 18 das 24 carteiras analisadas, capturando variações não absorvidas pelo CAPM. Os valores dos coeficientes s parecem estar relacionados com as carteiras, pois as carteiras *Small* apresentam valores de s muito mais elevados do que as carteiras *Big*.

No que diz respeito ao fator B/M, ele se mostrou significativo também em 13 das 24 carteiras. O valor do coeficiente h também parece estar relacionado com as carteiras, com as carteiras *High* possuindo maiores coeficientes que as carteiras *Low*, ratificando os resultados obtidos na Tabela 2, cujas carteiras formadas por empresas com baixo índice B/M tendem a obter retornos maiores que os retornos das carteiras formadas por empresas de alto índice B/M, uma vez que o prêmio obtido foi negativo.

Tabela 5 – Resultados das Regressões para o Modelo de Fama e French (1993)

$$E(R_{it}) - R_f = \alpha + \beta_i [E(R_m) - R_f] + s_i (SMB) + h_i (HML) + \varepsilon_i$$

Carteira	α	β	s	h	R^2 aj.	Carteira	α	β	s	h	R^2 aj.
B/H/LOS/HL ¹	-0,004	1,015*	-0,158	0,666*	0,832	S/H/LOS/HL ¹	-0,023*	1,046*	1,382*	0,261	0,858
B/H/LOS/LL ¹	-0,012***	1,078*	0,557*	0,466*	0,836	S/H/LOS/LL ¹	0,005	0,951*	1,300*	0,559**	0,707
B/H/WIN/HL ¹	0,003	0,994*	-0,031	0,291*	0,863	S/H/WIN/HL ¹	-0,006	1,013*	0,852*	0,126	0,837
B/H/WIN/LL ¹	0,008	0,955*	0,580*	0,223***	0,781	S/H/WIN/LL ¹	-0,003	0,863*	1,334*	0,078	0,704
B/L/LOS/HL ¹	-0,008	1,009*	0,139	-0,297**	0,781	S/L/LOS/HL ¹	-0,011	1,057*	0,872*	-0,096	0,727
B/L/LOS/LL ¹	-0,001	1,027*	0,495*	-0,227	0,726	S/L/LOS/LL ¹	0,008	1,046*	1,618*	-0,299***	0,732
B/L/WIN/HL ¹	0,000	1,024*	-0,045	-0,402*	0,835	S/L/WIN/HL ¹	0,010**	1,021*	1,018*	-0,452*	0,815
B/L/WIN/LL ¹	0,019**	0,859*	0,531*	-0,424*	0,590	S/L/WIN/LL ¹	0,025*	0,937*	1,140*	-0,351**	0,751
B/M/LOS/HL ¹	-0,001	0,974*	-0,056	0,279**	0,884	S/M/LOS/HL ¹	-0,016**	1,032*	1,213*	0,035	0,881
B/M/LOS/LL ¹	0,004	1,005*	0,359**	0,073	0,621	S/M/LOS/LL ¹	-0,009***	1,023*	1,167*	-0,045*	0,869
B/M/WIN/HL ¹	0,004	0,986*	-0,010	-0,025	0,907	S/M/WIN/HL ¹	0,007	0,969*	1,045*	-0,002	0,784
B/M/WIN/LL ¹	0,010**	0,940*	0,669*	0,006	0,836	S/M/WIN/LL ¹	0,008	0,922*	1,285*	0,036	0,802

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

¹ Erros-padrão estimados com correção para heterocedasticidade e para correlação serial, usando matriz robusta de Newey-West.

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso do teste VIF (*variance inflation factor*). Obteve-se um VIF de 1,012, 1,019 e 1,023, para as variáveis mercado, tamanho e B/M, respectivamente, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

Para a análise da eficiência do modelo, utilizou-se a estatística F de Gibbons, Ross e Shanken (1989). O valor do teste GRS foi de 2,594, significativo ao nível de 1%,

Conforme se pode verificar nas Tabela 3, 4 e 5, o teste F da estatística de GRS (1989) foi significativo ao nível de 1% para os modelos alternativo (4,780), CAPM (5,187) e de três fatores (2,594), indicando que as variáveis explicativas não são suficientes para explicação da variação dos retornos nas carteiras analisadas. Contudo, esse resultado demonstra um melhor desempenho do modelo de três fatores na explicação dos retornos das carteiras em relação ao modelo alternativo e deste sobre o modelo CAPM, pois observa-se que o modelo de três fatores apresentou o menor número de interceptos significativos, além de possuir o menor valor para a estatística F de GRS (1989), bem como um valor médio próximo a zero para os interceptos dos modelos, ratificando os resultados obtidos por Walkshausl e Lobe (2014) e contrariando os achados de CNZ (2010) e Amman, Odoni e Oesch (2012). Por fim, ressalta-se que os resultados não se alteram ao utilizar o período de 1995 a 2009, período pré-convergência das normas contábeis.

4.4 Desempenho do Modelo Alternativo na Explicação das Anomalias

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

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

caracterizando o efeito momento. Bhandari (1988) observou uma relação positiva entre o retorno acionário e a alavancagem, caracterizando o efeito alavancagem.

Diante do exposto, esta seção teve por objetivo analisar se esses padrões documentados no comportamento dos preços e incompatíveis com a teoria de eficiência do mercado e com as expectativas racionais eram captados pelo modelo alternativo. Especificamente, foram examinados os retornos anormais produzidos por estratégias baseadas nos efeitos volume, momento, tamanho da empresa, endividamento, *book-to-market* (B/M), Ebitda/preço, fluxo e preço/lucro.

Para tanto, as ações foram agrupadas em portfólios, em junho de cada ano, de acordo com as estratégias baseadas nas seguintes variáveis: tamanho, mensurado pelo valor de mercado das empresas; índice *book-to-market* (B/M), obtido pela divisão do valor contábil pelo valor de mercado do patrimônio líquido; estratégia momento, mensurada pelo retorno acumulado dos últimos 11 meses; liquidez, mensurada pelo volume negociado; índice preço/lucro, determinado pela divisão entre o preço de fechamento pelo lucro por ação; índice fluxo de caixa operacional/preço, obtido pela divisão entre o EBITDA e o valor de mercado das empresas; e o endividamento, determinado pela divisão do passivo oneroso pelo patrimônio líquido.

Assim, em junho de cada ano t , começando em 1996 e terminando em 2013, todas as ações da amostra foram ordenadas de forma decrescente, de acordo com as variáveis de interesse e divididas em cinco carteiras, 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.

Dessa maneira, foram executadas regressões em séries temporais em cada uma das cinco carteiras, bem como sobre a diferença das carteiras situadas nos extremos (prêmio). De tal modo, de julho do ano t a junho do ano $t+1$, calculou-se o retorno mensal de cada uma das cinco carteiras, por meio da ponderação, pelo valor de mercado da ação em relação ao valor de mercado da carteira, dos retornos das ações que as compõem.

Em junho de cada ano, as carteiras foram rebalanceadas. Para o cálculo do retorno em excesso, adotou-se o retorno mensal da Selic, como *proxy* para a taxa de retorno livre de risco, conforme Fraletti (2004). Para o teste de robustez do modelo, verificou-se que se os interceptos forem significativos estatisticamente, assim como se existir uma tendência positiva ou negativa nos interceptos ao longo das carteiras e se o intercepto referente ao prêmio for significativo, a anomalia existe e o modelo falha na sua explicação. As Tabelas 6 e 7 evidenciam os resultados, quando as carteiras são ordenadas com base no Volume, Momento, Tamanho, Endividamento, B/M, EBTIDA/PREÇO e o índice Preço/Lucro.

De acordo com a Tabela 6, percebe-se que o modelo alternativo apresenta comportamento semelhante aos dos modelos CAPM e de Fama e French (1993), falhando na explicação das anomalias, conforme estatística GRS. No que diz respeito à anomalia liquidez, os modelos apresentam comportamento similar, apresentando interceptos significativos ao longo da distribuição da estratégia, porém, capturando o prêmio pela liquidez. Adicionalmente, verifica-se que os modelos Alternativo e CAPM apresentaram uma menor quantidade de interceptos significativos, sendo que o modelo alternativo apresentou o menor valor médio para os interceptos do modelo (0,006) e o CAPM apresentou a menor estatística GRS, indicando uma melhor adequação deste modelo para análise da anomalia liquidez.

Quanto à anomalia momento, os três modelos apresentam coeficientes significativos, falhando na captura da anomalia com base no momento tanto ao longo das carteiras, quanto no prêmio pela estratégia de momento. Novamente, mesmo com a rejeição da estatística GRS e significância dos coeficientes, o modelo CAPM apresentou os melhores resultados de adequação do modelo, apresentando o menor valor para a estatística GRS.

Por fim, na análise da estratégia com base no tamanho, contrariando os achados de Fama e French (1993), verifica-se que o melhor modelo foi o CAPM, pois além de apresentar o menor

número de coeficientes significativos, apresentou o menor valor médio para os coeficientes (-0,001), conseguiu capturar a estratégia de investimento com base no tamanho, bem como apresentou a menor estatística GRS.

Tabela 6 – Anomalias Volume, Momento e Tamanho

	High	2	3	4	Low	Spread	Estatística GRS
Volume							
α_{CAPM}	0,005	0,006	0,013*	0,013*	0,028**	0,016	2,796**
α_{FF}	0,008*	-0,006*	0,013*	0,015*	0,027*	0,010	3,658*
α_{CNZ}	-0,008**	0,004	0,014*	0,015	0,027**	0,009	3,420*
ROA	-0,311***	0,275	-0,308*	-0,511**	-0,354	0,173	
Inv	-0,245**	0,036	0,067	0,182***	0,488	0,885***	
R^2 ajust	0,897	0,873	0,924	0,879	0,459	-	
DW	2,388	1,995	1,828	1,766	2,043	-	
JB	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	
White	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	
Obs	1	1	1	1	1	-	
Momento							
α_{CAPM}	0,025*	0,018*	0,006***	0,000	-0,017**	0,034**	5,832*
α_{FF}	0,018*	0,0014*	0,012**	0,009***	-0,013	0,022***	4,030*
α_{CNZ}	0,026*	0,021*	0,009*	0,001	-0,016***	0,023**	9,131*
ROA	-0,366	-0,383*	-0,336*	-0,379**	0,148	-0,298	
Inv	0,106	-0,217***	0,125	0,120	-0,198	0,456	
R^2 ajust	0,826	0,907	0,890	0,841	0,723	-	
DW	1,958	2,456	2,074	2,017	1,855	-	
JB	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	
White	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	
Obs	1	1	1	1	1	-	
Tamanho							
α_{CAPM}	0,007**	0,010*	0,006	0,011**	0,004	-0,010	2,516**
α_{FF}	0,007**	0,009*	0,007	0,011*	0,004	-0,010***	3,084*
α_{CNZ}	0,009*	0,010*	0,006	0,012	0,004	-0,014**	4,230*
ROA	-0,231	-0,193***	0,007	-0,378*	-0,204**	0,243	
Inv	-0,018	0,001	-0,081	0,003	0,093	0,426***	
R^2 ajust	0,910	0,933	0,875	0,896	0,845	-	
DW	2,382	1,623	1,659	1,897	1,864	-	
JB	0,000	0,004	0,001	0,000	0,000	-	
White	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	
Obs	1	1	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 heterocedasticidade e correlação serial, usando matriz robusta de Newey-West.

De acordo com a Tabela 7, observa-se que o modelo alternativo e o de três fatores de Fama e French (1993) falham na explicação das anomalias endividamento, BM, Ebitda/P e P/L, conforme estatística GRS. Adicionalmente, verifica-se que o modelo CAPM mostrou-se robusto às anomalias, pois conseguiu capturar as anomalias analisadas, apresentando o menor valor médio para os coeficientes analisadas em todas as anomalias apresentadas na Tabela 7 e, mesmo com a presença de alguns coeficientes significativos, a não rejeição da estatística GRS indica que o modelo CAPM apresentou os melhores resultados de adequação do modelo

apresentando. Portanto, percebe-se que o modelo alternativo apresentou desempenho inferior ao CAPM e ao modelo de três fatores.

Tabela 7 – Anomalias Endividamento, BM, EBITDA/P, P/L

	High	2	3	4	Low	Spread	Estatística GRS
Endividamento							
α_{CAPM}	0,006	0,007	0,007***	0,004	0,006	-0,008	1,529
α_{FF}	0,003	0,011**	0,007	0,011**	0,005	-0,011**	2,062***
α_{CNZ}	0,006***	0,011**	0,010*	0,004	0,006	-0,008	2,596**
<i>ROA</i>	-0,132	-0,509**	-0,295*	-0,117	0,203	-0,119	
<i>Inv</i>	0,016	-0,353**	-0,203***	0,011	-0,134	0,303	
R^2 ajust	0,888	0,817	0,893	0,836	0,881	-	
<i>DW</i>	2,284	2,148	2,187	2,212	2,073	-	
<i>JB</i>	0,000	0,000	0,377	0,000	0,000	-	
<i>White</i>	0,000	0,000	0,100	0,000	0,000	-	
Obs	1	1	1	1	1	-	
BM							
α_{CAPM}	0,006	0,007	0,007***	0,004	0,006	-0,008	1,529
α_{FF}	0,003	0,011**	0,007	0,011**	0,005	-0,011**	2,062***
α_{CNZ}	0,006***	0,011**	0,010*	0,004	0,006	-0,008	2,596**
<i>ROA</i>	-0,132	-0,509**	-0,295*	-0,117	0,203	-0,119	
<i>Inv</i>	0,016	-0,353**	-0,203***	0,011	-0,134	0,303	
R^2 ajust	0,888	0,817	0,893	0,836	0,881	-	
<i>DW</i>	2,284	2,148	2,187	2,212	2,073	-	
<i>JB</i>	0,000	0,000	0,377	0,000	0,000	-	
<i>White</i>	0,000	0,000	0,100	0,000	0,000	-	
Obs	1	1	1	1	1	-	
EBITDA/P							
α_{CAPM}	0,006	0,007	0,007***	0,004	0,006	-0,007	1,529
α_{FF}	0,003	0,011**	0,007	0,011**	0,005	-0,015	2,062***
α_{CNZ}	0,006***	0,011**	0,010*	0,004	0,006	-0,009***	2,596**
<i>ROA</i>	-0,132	-0,509**	-0,295*	-0,117	0,203	0,565*	
<i>Inv</i>	0,016	-0,353**	-0,203***	0,011	-0,134	-0,092	
R^2 ajust	0,888	0,817	0,893	0,836	0,881	-	
<i>DW</i>	2,284	2,148	2,187	2,212	2,073	-	
<i>JB</i>	0,000	0,000	0,377	0,000	0,000	-	
<i>White</i>	0,000	0,000	0,100	0,000	0,000	-	
Obs	1	1	1	1	1	-	
PL							
α_{CAPM}	0,006	0,007	0,007***	0,004	0,006	-0,007	1,529
α_{FF}	0,003	0,011**	0,007	0,011**	0,005	-0,015	2,062***
α_{CNZ}	0,006***	0,011**	0,010*	0,004	0,006	-0,009***	2,596**
<i>ROA</i>	-0,132	-0,509**	-0,295*	-0,117	0,203	0,565*	
<i>Inv</i>	0,016	-0,353**	-0,203***	0,011	-0,134	-0,092	
R^2 ajust	0,888	0,817	0,893	0,836	0,881	-	
<i>DW</i>	2,284	2,148	2,187	2,212	2,073	-	
<i>JB</i>	0,000	0,000	0,377	0,000	0,000	-	
<i>White</i>	0,000	0,000	0,100	0,000	0,000	-	
Obs	1	1	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 heterocedasticidade e para correlação serial, usando matriz robusta de Newey-West.

De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 180 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (BROOKS, 2002).

Por fim, percebe-se, por meio das Tabelas 6 e 7, que todos os modelos falham em capturar as anomalias de mercado, com o modelo alternativo apresentando desempenho inferior ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), conforme estatística GRS, ratificando os resultados obtidos no item 4.4.

4.5 Estimação do Custo de Capital Próprio com o modelo Alternativo de CNZ (2010)

Além de realizar a comparação do modelo alternativo de CNZ (2010) com os modelos CAPM e de três fatores de FF (1993), desenvolveu-se também a estimação do custo de capital próprio com os modelos, com o intuito de verificar a viabilidade da utilização do modelo alternativo para este fim, tendo em vista que o modelo CAPM é a metodologia mais difundida para estimação do custo de capital próprio.

Tabela 8 - Resultados das Estimativas do Custo de Capital Próprio

Carteira	CAPM	CNZ	FF	Carteira	CAPM	CNZ	FF
B/H/LOS/HL	0,3297	0,3292	0,1411	S/H/LOS/HL	0,3259	0,3064	0,3146
B/H/LOS/LL	0,3461	0,3538	0,2119	S/H/LOS/LL	0,2934	0,2950	0,1290
B/H/WIN/HL	0,3160	0,2824	0,2339	S/H/WIN/HL	0,3144	0,3397	0,3087
B/H/WIN/LL	0,2961	0,3216	0,2300	S/H/WIN/LL	0,2533	0,2625	0,2453
B/L/LOS/HL	0,3133	0,3038	0,3977	S/L/LOS/HL	0,3290	0,3469	0,3252
B/L/LOS/LL	0,3186	0,3745	0,3185	S/L/LOS/LL	0,3167	0,3225	0,3920
B/L/WIN/HL	0,3190	0,3270	0,4317	S/L/WIN/HL	0,3094	0,3011	0,4312
B/L/WIN/LL	0,2514	0,2984	0,2295	S/L/WIN/LL	0,2782	0,3065	0,3704
B/M/LOS/HL	0,3083	0,2984	0,2295	S/M/LOS/HL	0,3183	0,3141	0,3114
B/M/LOS/LL	0,3144	0,3704	0,3118	S/M/LOS/LL	0,3141	0,3164	0,3206
B/M/WIN/HL	0,3089	0,2784	0,3091	S/M/WIN/HL	0,2950	0,3082	0,2894
B/M/WIN/LL	0,2869	0,2847	0,2831	S/M/WIN/LL	0,2759	0,2823	0,2685

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 8, pode-se observar a estimativa do custo de capital próprio com a utilização dos três modelos, para o período de 1996 a 2013. O custo de capital de cada carteira foi estimado, usando-se as equações para a obtenção dos retornos das carteiras de cada modelo, conforme apresentado nas Tabelas 3, 4 e 5. Os valores dos fatores de cada modelo também foram obtidos a partir das regressões estimadas nas Tabelas 3, 4 e 5.

No período em análise, o retorno da carteira de mercado foi em média de 31,44% ao ano. Conforme se pode observar nos resultados apresentados nas Tabelas 3, 4 e 5, os betas estimados para os três modelos foram próximos a um, indicando uma boa diversificação das carteiras e retorno próximo ao da carteira de mercado.

Em geral, os três modelos apresentam uma estimação do capital em média de 30% ao ano no período em análise. Contudo, verifica-se uma grande dispersão dos valores estimados entre as carteiras. Observa-se na Tabela 6 que, para o modelo CAPM, os valores do custo de capital variaram de 25,1% a 34,6%. Já para o modelo de Fama e French (1993), as estimativas variaram de no mínimo 12,9% ao máximo de 43,17%. Por fim, o modelo alternativo apresentou valores entre 26,25% a 37,45%.

Verifica-se também que as estimativas do custo de capital próprio dos Modelos CAPM e CNZ (2010), utilizando-se como base o retorno da carteira de mercado e a relação risco-retorno mensurada pelo beta, foram mais condizentes com a realidade, com estimativas de

retornos bem próximas. Adicionalmente, observa-se que as estimativas do modelo de Fama e French (1993) apresentaram-se ou superestimadas ou subestimadas, fazendo com que sua utilização não seja viável para estimação do custo de capital acionário, conforme os achados de Argolo, Leal e Almeida (2012).

Por fim, observa-se também, contrariando os achados de Argolo, Leal e Almeida (2012), que o custo de capital é superior para as empresas de maior tamanho em relação às empresas menores. Uma possível explicação para isso deve-se à verificação de que no mercado acionário brasileiro, no período analisado, não houve a ocorrência de um prêmio para o fator tamanho (conforme dados da Tabela 2), onde se observa que o retorno das empresas maiores é superior ao das empresas menores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Motivado pelo fraco desempenho dos modelos CAPM e de Fama French (1993) e pelos bons resultados do modelo de Chen, Novy-Marx e Zhang (2010) tanto no mercado Americano, quanto no Europeu, esta pesquisa teve por objetivo analisar como os fatores investimento e ROA são precificados e se explicam parte das variações dos retornos das ações no mercado acionário Brasileiro. Inicialmente, buscou-se investigar a existência do prêmio para os fatores investimento e ROA. Em seguida, teve-se por objetivo comparar o desempenho do modelo alternativo de três fatores de Chen, Novy-Marx e Zhang (2010), composto pelo fator de risco mercado e os fatores de produção investimento e ROA, com o modelo CAPM e o de três fatores de Fama e French (1993), bem como investigar a robustez dos modelos às estratégias baseadas nos efeitos tamanho da empresa, *book-to-market*, estratégia momento, preço/lucro, fluxo de caixa/preço, liquidez e alavancagem, denominadas anomalias de valor.

Na análise das carteiras formadas pelo fator investimento e ROA, observou-se que as ações com maior investimento em ativos apresentaram retorno inferior às ações que obtiverem menor investimento para o mesmo período, além de se observar um prêmio positivo de 0,607% por mês, não se podendo rejeitar a Hipótese 1, de que o retorno esperado decresce com o índice investimento/ativo. Em relação à rentabilidade esperada, esperava-se que as carteiras formadas por ações de alto ROA apresentassem retornos superiores aos retornos das carteiras formadas por ações de baixo ROA. Esse padrão foi observado em sete das nove carteiras formadas, sugerindo a existência do fator ROA no mercado brasileiro, para o período considerado, no entanto, a não existência do prêmio para o fator ROA, faz com que se rejeite a Hipótese 2, de que empresas com maior ROA esperado deveriam obter maior retorno esperado.

Em comparação ao CAPM, o modelo alternativo apresentou, em média, um poder explicativo superior de 1,4%, no entanto, apresentou em 12 das 24 carteiras um intercepto significativo diferente de zero, sinalizando a existência de outros fatores explicativos não inclusos no modelo. Aliado a isso, comparando-se os três modelos pelo R^2 ajustado, observou-se, em média, uma superioridade do modelo de Fama e French (1993) de 3,8% em relação ao modelo alternativo de três fatores e de 5,2% em relação ao CAPM. Adicionalmente, analisou-se comparativamente os modelos pelo critério de robustez AIC e SIC, sendo que, mais uma vez, o modelo de Fama e French (1993) apresentou melhor grau de ajuste às propriedades dos resíduos, sendo superior em 17 das 24 carteiras e possuindo um valor médio para as medidas AIC e SIC de -2,217 e -2,146, respectivamente. Por fim, o modelo de três fatores apresentou estatística GRS inferior ao modelo alternativo.

Portanto, pode-se concluir que o modelo alternativo proposto por Chen, Novy-Marx e Zhang (2010) não se mostrou adequado na explicação dos retornos no mercado brasileiro, além de não se mostrar robusto às anomalias documentadas na literatura, bem como apresentou desempenho inferior ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), conforme estatística GRS, R^2 ajustado, número de interceptos significativos e valor médio dos interceptos,

corroborando os achados de Walkshausl e Lobe (2014) e contrariando os achados de CNZ (2010) e Amman, Odoni e Oesch (2012).

Pesquisas futuras podem certamente ser desenvolvidas, explorando ainda mais o desempenho do modelo alternativo de três fatores proposto por Chen, Novy-Marx e Zhang (2010) na explicação da variação dos retornos. Resultados diferentes poderiam ter sido alcançados se fossem utilizados dados trimestrais, outras *proxies* para o investimento e/ou ROA, bem como a utilização de outra metodologia para o desenvolvimento do modelo.

Ressalta-se que o modelo alternativo de CNZ (2010) poderá ser utilizado na estimação do retorno esperado, na avaliação do desempenho de fundos mútuos, na análise da eficiência de mercado e na obtenção de estimativas de custo de capital para o orçamento de capital e avaliação de ações. Ademais, muitos estudos obtêm os fatores de risco de seus modelos pelo lado do consumo da economia. Contudo, o modelo alternativo explora a relação retorno e as características das empresas pelo lado da produção. Além disso, conforme destacado por Amman, Odoni e Oesch (2012), o aumento de pesquisas empíricas, demonstrando a aplicabilidade e o desempenho do modelo alternativo em mercados distintos do americano, permite comprovar que o modelo alternativo é superior (ou não) aos tradicionais, não somente no mercado americano, mas também em âmbito internacional.

REFERÊNCIAS

- AMMAN, M.; ODONI, S.; OESCH, D. An alternative three-factor model for international markets: evidence from the European Monetary Union. **Journal of Banking and Finance**, v.36, n.7, p. 1857-1864, 2012.
- ANDERSON, C. W.; GARCIA-FEIJÓ, L. Empirical Evidence on Capital Investment, Growth Options, and Security Returns. **Journal of Finance**, v. 61, n. 1, p. 171-194, 2006.
- ARGOLO, E. F. B., LEAL, R. P. C., ALMEIDA, V. S. **O modelo de Fama e French é aplicável no Brasil?** Rio de Janeiro: COPPEAD, 2012.
- BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**, v. 6, p. 159-178, 1968.
- BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, p. 3-18, 1981.
- BERK, J. B.; GREEN, R. C.; NAIK, V. Optimal Investment, Growth Options, and Security Returns. **Journal of Finance**, v. 54, n. 5, p. 1553-1607, 1999.
- BHANDARI, C. L. Debt/Equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. **Journal of Finance**, v. 43, n. 2, p. 507-528, 1988.
- BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**, v. 45, p. 444-455, 1972.
- BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- CHEN, L., NOVY-MARX, R., ZHANG, L. An alternative three-factor model. **Working Paper**, Washington University in St. Louis, 2010.

COCHRANE, J. H. Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations. **Journal of Finance**, v.46, p. 209-237, 1991.

_____. **Asset pricing**. Princeton University Press, 2001.

COOPER, M.J., GULEN, H., SCHILL, M.J. Asset growth and the cross section of stock returns. **Journal of Finance**, v. 63, p. 1609-51, 2008.

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

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 47, p. 427-466, 1992.

_____. Common risk factors in the returns on bonds and stocks. **Journal of Financial Economics**. v.33, p. 3-56, 1993.

_____. Multifactor explanation of asset pricing anomalies. **Journal of Finance**, v. 56, n. 1, p.55-84, 1996.

_____. The capital asset pricing model: theory and evidence. **Journal of Economic Perspectives**, v.18, n. 3, p. 25-46, 2004.

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.

GIBBONS, M. R.; ROSS, S. A.; SHANKEN, J. A Test of Efficiency of a Given Portfolio. **Econometrica**, v. 57, n. 5, p. 1121-1152, 1989.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65-91, 1993.

_____. Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. **Journal of Finance**, v. 56, n. 2, p. 699-720, 2001.

KEIM, D. B. Size related anomalies and stock returns seasonality. **Journal of Financial Economics**, v. 12, p. 13-32, 1983.

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Contrarian investment, extrapolation, and risk. **Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1541-78, 1994.

LI, Q.; VASSALOU, M.; XING, Y. Sector Investment Growth Rates and the Cross Section of Equity Returns. **Journal of Business**, v. 79, n. 3, p. 1637-65, 2006.

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

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, p. 383-412, 2011.

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

ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Comparativo no Mercado Brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), Modelo 3-Fatores de Fama e French e Reward Beta Approach. **RAC Eletrônica (Online)**, v. 3, p. 159-179, 2009.

ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests. **Journal of Financial Economics**, v.4, p. 129-176, 1977.

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

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

TITMAN, S., K. C. WEI, J.; XIE, F. Capital investments and stock returns. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 39, p. 677-700, 2004.

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 1, p. 15-29, 1969.

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

WALKSHAUSL, C.; LOBE, S. The alternative three-factor model: an alternative beyond US markets? **European Financial Management**, v. 20, n. 1, p. 33-70, 2014.

XING, Y. Interpreting the value effect through the Q-theory: an empirical investigation. **Review of Financial Studies**, v. 21, p. 1767-1795, 2008.

Agradecimento ao CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico.