

## **Aplicação do Modelo Alternativo de Três Fatores no Brasil**

### **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 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. Comparando-se os modelos, verificou-se que o modelo alternativo apresentou um resultado relevante, obtendo desempenho superior ao CAPM e bem próximo ao modelo de três fatores de Fama e French (1993).

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

### **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, diferentes 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 E 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. Assim, 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.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Embora sejam grandes as contribuições dos modelos CAPM e de três fatores, 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. 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 o 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.

O novo modelo é considerado um *update* do modelo de três fatores, sendo mais robusto na previsão dos retornos esperados, pois, além de explicar as anomalias de mercado existentes até metade dos anos 90, o novo modelo também é capaz de fazer a previsão dos retornos esperados das ações atuais, abrangendo as anomalias posteriores ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) (CHEN, NOVY-MARX E ZHANG, 2010).

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Dados e Metodologia

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 população 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 2011. Utilizou-se esse período de tempo devido à maior estabilidade macroeconômica, após julho de 1994. Com o objetivo de assegurar a homogeneidade da população, foram excluídas as 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):

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

Onde as mudanças no imobilizado captam os ativos usados nas atividades operacionais por um longo período de tempo e as mudanças nos estoques captam os investimentos em capital de giro, em ativos utilizados no ciclo operacional (CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010).

Já 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:

$$ROA_t = \frac{Lucro\ Líquido_{t-1}}{Ativo\ Total_{t-1}} \quad (2)$$

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, estas ações foram divididas em três grupos: o primeiro grupo correspondeu às ações de menor tamanho, denominado *Low*; 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 (*Low*), 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;
- 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.

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. Calculou-se o prêmio do fator de risco Tamanho utilizando-se a diferença entre a média dos retornos mensais dos grupos *Small* e *Big*; para o fator de risco B/M, por meio da diferença entre a média dos retornos mensais dos grupos *High* e *Low*; o prêmio momento através da diferença entre a média dos retornos mensais dos grupos *Winners* e *Losers*, o prêmio liquidez por meio da diferença entre a média dos retornos mensais dos grupos *Low* e *High*.

### 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 (3), têm-se:  $R_{pt}$  é o retorno médio ponderado mensal  $t$  de cada carteira  $i$ ;  $R_f$  é a taxa livre de risco, representada pela taxa Selic para o mês  $t$ ;  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $i$  e  $r$  serão os coeficientes da regressão a se estimar e  $\varepsilon$  representará o erro aleatório com distribuição normal, média zero e variância constante. Essa equação será estimada para cada uma das carteiras formadas.

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 a 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). CNZ (2010) 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.

Por essa teoria, empresas investem mais quando o seu  $q$  marginal é alto, ou seja, quando o valor presente de fluxos de caixa futuros oriundos de um investimento de uma unidade hoje é alto. Assim, o valor do  $q$  marginal poderá ser elevado se os fluxos de caixa futuros forem altos ou se a taxa de desconto associada ao investimento é baixa.

Dessa maneira, o investimento prediz o retorno porque, dado o fluxo de caixa esperado ou o ROA esperado, um alto custo de capital implicaria em um baixo valor presente de novos projetos ( $q$  marginal) e, conseqüentemente, em baixo investimento. Por outro lado, o ROA prediz o retorno por estar diretamente associado às taxas de desconto, portanto, estando à relação negativa investimento-retorno condicionada à rentabilidade esperada. Dessa forma, empresas com alto valor esperado do ROA apresentam altas taxas de desconto, menor valor presente ( $q$  marginal) e resultam em menor investimento (CHEN; NOVY-MARX; ZHANG, 2010).

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 a 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 1:

$$r_i = \frac{\Pi_{i1}A_{i1} + 1 - \delta}{1 + a(I_{i0}/A_{i0})} = \frac{\text{ROA esperado} + 1}{1 + a(I/A)} \quad (4)$$

De acordo com a Equação 4, o retorno esperado é uma função da rentabilidade esperada mais o valor marginal de liquidação do capital,  $(1 - \delta)$ , onde  $\delta$  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 4 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 RESULTADOS OBTIDOS

### 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 180 dados mensais de retorno (julho de 1996 a junho de 2011), os valores mínimo e máximo, bem como o desvio-padrão, estão evidenciados na Tabela 1.

Observa-se que o retorno mensal das carteiras formadas com base no índice investimento e ROA variou entre 0,7% (M/HI/LR) e 3,1% (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 o seus fatores de produção não são considerados de risco.

**Tabela 1 – Retorno das carteiras com base na produção**

Carteira	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Carteira	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<b>B/HI/HR</b>	0,020	0,099	-0,274	0,359	<b>M/MI/HR</b>	0,018	0,079	-0,260	0,251
<b>B/HI/LR</b>	0,008	0,107	-0,433	0,355	<b>M/MI/LR</b>	0,014	0,099	-0,398	0,345
<b>B/HI/MR</b>	0,021	0,113	-0,500	0,290	<b>M/MI/MR</b>	0,026	0,092	-0,467	0,290
<b>B/LI/HR</b>	0,021	0,078	-0,313	0,318	<b>S/HI/HR</b>	0,013	0,089	-0,409	0,385
<b>B/LI/LR</b>	0,013	0,103	-0,538	0,298	<b>S/HI/LR</b>	0,013	0,122	-0,413	0,384
<b>B/LI/MR</b>	0,013	0,113	-0,588	0,359	<b>S/HI/MR</b>	0,018	0,092	-0,248	0,370
<b>B/MI/HR</b>	0,023	0,108	-0,546	0,630	<b>S/LI/HR</b>	0,025	0,090	-0,209	0,339
<b>B/MI/LR</b>	0,020	0,121	-0,641	0,402	<b>S/LI/LR</b>	0,021	0,163	-0,576	0,582
<b>B/MI/MR</b>	0,015	0,129	-0,954	0,587	<b>S/LI/MR</b>	0,015	0,124	-0,621	0,578
<b>M/HI/HR</b>	0,012	0,136	-1,437	0,204	<b>S/MI/HR</b>	0,012	0,133	-1,207	0,399
<b>M/HI/LR</b>	0,007	0,114	-0,513	0,303	<b>S/MI/LR</b>	0,025	0,207	-0,758	1,962
<b>M/HI/MR</b>	0,016	0,090	-0,325	0,220	<b>S/MI/MR</b>	0,020	0,077	-0,202	0,479
<b>M/LI/HR</b>	0,031	0,080	-0,267	0,375					
<b>M/LI/LR</b>	0,030	0,121	-0,254	0,530					
<b>M/LI/MR</b>	0,023	0,087	-0,225	0,339					

Analisando-se o efeito investimento, esperava-se que as ações com maiores investimento em ativos tenderiam a apresentar retorno inferior às ações que obtiverem menores investimento 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 aos retornos das carteiras formadas por ações de baixo ROA. Observa-se na Tabela 1 que esse padrão foi observado em oito 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 Chen, Novy-Marx e Zhang (2010) para o mercado brasileiro.

#### 4.2 Fatores explicativos

A Tabela 2 apresenta o prêmio mensal dos fatores de risco mercado, tamanho, B/M e dos fatores com base na produção, ROA e investimento, de acordo com as *proxies* utilizadas. Observa-se pela Tabela 2 que o prêmio mensal de mercado foi de 2,303%, 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.

**Tabela 2 – Prêmios Mensais dos Fatores Explicativos**

Fatores	Média	Desvio Padrão	Teste <i>t</i>	<i>p value</i>	Mínimo	Máximo
Mercado ( $R_m - R_f$ )	2,303	15,313	2,017	0,045	-56,434	41,727
Tamanho	-0,004	4,140	-0,118	0,906	-13,665	17,988
<i>Book – to – Market</i>	-2,516	5,468	-6,174	0,000	-24,269	30,098
Investimento	0,698	4,362	2,148	0,033	-10,639	23,541
ROA	0,263	5,504	0,641	0,523	-33,594	13,030

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. Aliado a isso, o valor médio não se mostrou significativo estatisticamente. Em relação ao fator B/M, também não se observou evidências da existência do fator B/M, 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.

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 0,698%, 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 significativo 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 0,263%, não significativo estatisticamente, o que conduz a rejeição da Hipótese 2, de que empresas com maior ROA esperado deveriam obter maior retorno esperado.

### 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 180 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (BROOKS, 2002). Ainda assim, os coeficientes dessas carteiras foram estimados com correção de White ou 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 0,589 a 0,916, apresentando um poder explicativo médio de 0,745, o que deixa de explicar uma parte significativa das variações dos retornos das carteiras. Observa-se, ainda, que nove carteiras apresentaram interceptos significativamente diferentes de zero, sugerindo inadequação do modelo na explicação dos retornos. Assim, sugere-se que outros fatores, não absorvidos pelo mercado, podem estar influenciando a variação dos retornos.

**Tabela 3 – Resultados das Regressões para o Modelo Alternativo**

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

Carteira	$\alpha$	$\beta$	$i$	$r$	$R^2$ aj.	Carteira	$\alpha$	$\beta$	$i$	$r$	$R^2$ aj.
B/H/LOS/HL <sup>2</sup>	-0,024*	1,027*	0,489***	-0,398**	0,822	S/H/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,027*	1,001*	-0,122	-0,218	0,761
B/H/LOS/LL <sup>1</sup>	-0,027*	1,103*	0,301	0,277	0,809	S/H/LOS/LL <sup>1</sup>	-0,012	0,957*	0,178	0,023	0,600
B/H/WIN/HL <sup>1</sup>	-0,001	0,978*	-0,230***	-0,288**	0,858	S/H/WIN/HL <sup>1</sup>	-0,011***	0,999*	0,316**	-0,129	0,798
B/H/WIN/LL <sup>2</sup>	0,000	0,951*	0,320***	-0,058	0,754	S/H/WIN/LL <sup>2</sup>	-0,008	0,858*	-0,001	0,343	0,598
B/L/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,001	1,021*	-0,370**	0,523	0,794	S/L/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,012	1,075*	-0,042	0,820***	0,732
B/L/LOS/LL <sup>1</sup>	0,000	1,059*	-0,074	0,846***	0,757	S/L/LOS/LL	0,014	1,032*	0,238	0,184	0,605
B/L/WIN/HL <sup>2</sup>	0,007	1,041*	0,234	0,250	0,829	S/L/WIN/HL <sup>2</sup>	0,023*	0,962*	0,019	-0,396	0,735
B/L/WIN/LL <sup>1</sup>	0,028**	0,806*	0,630**	-0,528	0,589	S/L/WIN/LL <sup>1</sup>	0,033*	0,904*	0,320	0,114	0,645
B/M/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,006	0,964*	-0,091	-0,178**	0,874	S/M/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,017*	0,995*	-0,038	-0,136	0,799
B/M/LOS/LL	-0,005	1,042*	0,452**	0,472*	0,627	S/M/LOS/LL <sup>1</sup>	-0,010	1,007*	0,025	0,134	0,794
B/M/WIN/HL <sup>1</sup>	0,007***	0,965*	-0,253**	-0,263***	0,916	S/M/WIN/HL <sup>1</sup>	0,006	0,917*	0,300	-0,522	0,742
B/M/WIN/LL <sup>1</sup>	0,010	0,925*	-0,003	-0,108	0,800	S/M/WIN/LL <sup>1</sup>	0,004	0,914*	0,255	0,226	0,643

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

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

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

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso do teste VIF (*variance inflation factor*). Obteve-se um VIF de 1,036, 1,004 e 1,034, para as variáveis mercado, investimento e ROA, respectivamente, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

Conforme Tabela 3, o fator investimento mostrou-se significativo estatisticamente em oito 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*, além de possuir maiores coeficientes nessas carteiras.

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

Para o CAPM, obteve-se um coeficiente de determinação ajustado variando de 0,539 a 0,904, apresentado um poder explicativo médio de 0,730. Ademais, observa-se, ainda, que 10 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 0,781, além de oito carteiras apresentarem interceptos significativamente diferentes de zero. Conforme Tabela 4, o fator tamanho mostrou-se significativo estatisticamente em 17 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*.

**Tabela 4 – Resultados da Regressão para o CAPM**

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

Carteira	$\alpha$	$\beta$	$R^2$ aj.	Carteira	$\alpha$	$\beta$	$R^2$ aj.
B/H/LOS/HL <sup>2</sup>	-0,022*	1,045*	0,794	S/H/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,028*	1,017*	0,758
B/H/LOS/LL <sup>2</sup>	-0,024*	1,080*	0,799	S/H/LOS/LL <sup>1</sup>	-0,011	0,952*	0,602
B/H/WIN/HL <sup>1</sup>	-0,004	1,000*	0,848	S/H/WIN/HL <sup>1</sup>	-0,010	1,002*	0,792
B/H/WIN/LL <sup>2</sup>	0,003	0,949*	0,749	S/H/WIN/LL <sup>2</sup>	-0,007	0,837*	0,590
B/L/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,002	0,993*	0,760	S/L/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,008	1,023*	0,680
B/L/LOS/LL <sup>1</sup>	0,003	1,006*	0,697	S/L/LOS/LL <sup>2</sup>	0,017***	1,017*	0,605
B/L/WIN/HL <sup>2</sup>	0,010**	1,022*	0,822	S/L/WIN/HL <sup>2</sup>	0,021*	0,987*	0,723
B/L/WIN/LL <sup>1</sup>	0,030*	0,830*	0,539	S/L/WIN/LL <sup>1</sup>	0,036*	0,892*	0,642
B/M/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,007	0,976*	0,871	S/M/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,018*	1,004*	0,799
B/M/LOS/LL	0,000	1,005*	0,605	S/M/LOS/LL <sup>2</sup>	-0,010*	0,998*	0,794
B/M/WIN/HL <sup>1</sup>	0,004	0,986*	0,904	S/M/WIN/HL <sup>1</sup>	0,007	0,946*	0,711
B/M/WIN/LL <sup>1</sup>	0,009	0,932*	0,800	S/M/WIN/LL <sup>1</sup>	0,007	0,896*	0,638

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

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

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

No que diz respeito ao fator B/M, ele se mostrou significativo em 10 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	$\alpha$	$\beta$	$s$	$h$	$R^2$ aj.	Carteira	$\alpha$	$\beta$	$s$	$h$	$R^2$ aj.
B/H/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,005	1,018*	-0,164	0,655*	0,835	S/H/LOS/HL <sup>2</sup>	-0,022*	1,038*	1,349*	0,230	0,854
B/H/LOS/LL <sup>1</sup>	-0,012***	1,076*	0,606*	0,476*	0,831	S/H/LOS/LL <sup>1</sup>	0,004	0,960*	1,323*	0,584**	0,700
B/H/WIN/HL <sup>1</sup>	0,003	0,989*	-0,023	0,293*	0,856	S/H/WIN/HL <sup>1</sup>	-0,007	1,017*	0,865*	0,115	0,833
B/H/WIN/LL <sup>2</sup>	0,009	0,954*	0,594*	0,234***	0,771	S/H/WIN/LL <sup>2</sup>	-0,005	0,863*	1,368*	0,087	0,701
B/L/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,010	1,007*	0,152	-0,296**	0,768	S/L/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,010	1,044*	0,863*	-0,072	0,713
B/L/LOS/LL <sup>1</sup>	-0,003	1,025*	0,514*	-0,215	0,713	S/L/LOS/LL <sup>2</sup>	0,009	1,062*	1,646*	-0,284***	0,731
B/L/WIN/HL <sup>2</sup>	0,000	1,035*	-0,018	-0,383**	0,835	S/L/WIN/HL <sup>2</sup>	0,010***	1,025*	1,054*	-0,445*	0,808
B/L/WIN/LL <sup>1</sup>	0,020**	0,856*	0,560*	-0,398**	0,572	S/L/WIN/LL <sup>1</sup>	0,027*	0,929*	1,152*	-0,343**	0,737
B/M/LOS/HL <sup>1</sup>	0,000	0,965*	-0,061	0,287**	0,880	S/M/LOS/HL <sup>1</sup>	-0,017**	1,029*	1,207*	0,038	0,881
B/M/LOS/LL	0,003	1,010*	0,360	0,098	0,607	S/M/LOS/LL <sup>1</sup>	-0,011**	1,024*	1,164*	-0,038	0,873
B/M/WIN/HL <sup>1</sup>	0,003	0,986*	-0,019	-0,023	0,903	S/M/WIN/HL <sup>1</sup>	0,007	0,968*	1,069*	0,014	0,774
B/M/WIN/LL <sup>1</sup>	0,010***	0,946*	0,701*	0,018	0,831	S/M/WIN/LL	0,008	0,922*	1,290*	0,040	0,731

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

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

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

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso do teste VIF (*variance inflation factor*). Obteve-se um VIF de 1,014, 1,04 e 1,027, para as variáveis mercado, tamanho e B/M, respectivamente, concluindo-se pela inexistência de colinearidade.

## 5 CONCLUSÃO

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.

Na análise das carteiras formadas pelo fator investimento e ROA, observou-se que as ações com maiores investimento em ativos apresentaram retorno inferior às ações que obtiverem menores investimento para o mesmo período, além de se observar um prêmio positivo de 0,698% 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 oito 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.

De modo comparativo, o modelo alternativo de três fatores de CNZ (2010), com exceção da carteira S/H/LOS/LL, a inclusão dos fatores investimento e ROA no CAPM melhorou o poder explicativo em todas as demais carteiras, principalmente nas carteiras cujo  $R^2$  ajustado foi baixo no CAPM. Aliado a isso, o modelo apresentou desempenho próximo ao do modelo de três fatores de Fama e French (1993), resultado bastante relevante.

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 aos tradicionais, não somente no mercado americano, mas também em âmbito internacional.

Assim, se mudanças no conjunto de oportunidades de investimento corporativo não forem perfeitamente correlacionadas entre os países, então os retornos esperados deverão demonstrar tendências específicas de cada país sobre os modelos propostos. Dessa forma, padrões exclusivos de investimento ajudarão a explicar padrões específicos nos retornos das ações (ANDERSON; GARCIA-FEIJÓ, 2006).

## 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.
- BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**, v.6, p. 159-178, 1968.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- \_\_\_\_\_. The capital asset pricing model: theory and evidence. **Journal of Economic Perspectives**, v.18, n. 3, p. 25-46, 2004.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- XING, Y. Interpreting the value effect through the Q-theory: an empirical investigation. **Review of Financial Studies**, v.21, p. 1767-95, 2008.