



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Siro Evrard, Henri; Westarb Cruz, June Alisson  
A União Faz a Força? Um Teste Usando Fatores de Retorno  
Revista Brasileira de Finanças, vol. 15, núm. 1, enero-marzo, 2017, pp. 59-92  
Sociedade Brasileira de Finanças  
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305851924004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# A União Faz a Força? Um Teste Usando Fatores de Retorno

(Is Union Strength? A Test Using Factors of Return)

Henri Siro Evrard\*

June Alisson Westarb Cruz\*\*

## Resumo

O presente trabalho tem o objetivo de verificar a eficiência de fatores de retorno em prever o retorno de ações negociadas na BM&Fbovespa. Foram testados 39 modelos, agrupando 16 variáveis em sua totalidade, em famílias e isoladamente. Todos os modelos foram testados utilizando como *payoff* dos fatores o coeficiente *OLS* dos últimos 12 meses, sendo que os de variável isolada também foram testados utilizando um coeficiente estático. As variáveis lucro/preço e receita/preço, com *payoff* estático, apresentaram eficiência preditiva média superiores ao do modelo utilizando a totalidade das variáveis, confrontando com o ganho marginal da multifatorialidade. Foi verificada eficiência preditiva significativa para os modelos i) multifatoriais: totalidade das variáveis e família de “baratamento”; ii) de variável isolada: *dividend yield*; lucro/preço; receita/preço; *ROA* e excesso de retorno de 12 meses com *payoff* estático, e lucro/preço e valor de mercado com coeficiente móvel. A existência de capacidade preditiva se opõe à eficiência de mercado.

**Palavras-chave:** Decisões de Investimento; Mercados Eficientes; Previsão; Fatores de Retorno.

**Códigos JEL:** G110

## Abstract

---

Submetido em 9 de fevereiro de 2016. Reformulado em 9 de março de 2017. Aceito em 5 de abril de 2017. Publicado on-line em 18 de julho de 2017. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini.

\* Pontifícia Universidade Católica do Paraná e OPET, Curitiba, PR, Brasil. E-mail: [henrisiro@gmail.com](mailto:henrisiro@gmail.com)

\*\* Pontifícia Universidade Católica do Paraná, Curitiba, PR Brasil. E-mail: [june.cruz@pucpr.br](mailto:june.cruz@pucpr.br)

*Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 15, No. 1, March 2017, pp. 59-92*

*ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146*

©2017 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

The present work aims to verify the efficiency of factors of return in predicting stocks' returns traded in BM&FBovespa. Have been tested 39 models, grouping 16 variables in their totality, in families and in isolation. All the models have been tested using as factors' payoff the last 12 months OLS coefficient, and the isolated variable models were also tested using a static coefficient. The variables earnings/price and revenue/price, with static payoff, presented higher average predictability efficiency than the model using the totality of variables, confronting with the multifactoriality marginal gain. Significant predictability was verified for the i) multifactorial models: totality of variables and "cheapness" family; ii) isolated variable models: dividend yield, earnings/price, revenue/price; ROA and excess 12 months return with static payoff, and earnings/price and market value with moving payoff. The existence of predictive capacity is opposed to the market efficiency.

**Keywords:** Investment Decision; Efficient Markets; Predictability, Factors of Return.

## 1. Introdução

A coexistência de diferentes teorias e práticas para a determinação do preço de ativos financeiros e composição de carteiras de investimentos não só apresentam abordagens divergentes, como têm premissas contraditórias e conflitantes. Para Armstrong, Banerjee e Corona (2012), o mercado de ações pode ser considerado um ambiente eficiente para a precificação dos ativos, de forma que se sobressai um preço considerado justo, de modo que a potencialidade de maiores retornos incorre em maiores exposições a riscos. Seguindo uma linha de pensamento oposta, Basu e Forbes (2013) alegam que o mercado de ações é um ambiente em que ocorrem falhas de precificação. É possível identificar ativos sobrevalorizados ou subvalorizados, permitindo aos investidores oportunidades de investimentos ou desinvestimentos que oferecem excedentes de retorno sem necessidade de exposições proporcionais ao risco.

Em um trabalho com intenção de verificar a capacidade de previsão do retorno das ações, Haugen e Baker (1996) evidenciaram o elevado potencial preditivo de modelos multifatoriais utilizando fatores de retorno, estes definidos como as características individuais dos ativos. Os autores verificaram alto grau de acurácia e resultados relevantes de previsão para os mercados dos EUA, Alemanha, França, Inglaterra e Japão. Segundo Haugen e Baker (1996, 2012), além da capacidade preditiva dos fatores de retorno, as evidências empíricas apontam que em diferentes países e recortes temporais há correlação negativa entre risco e retorno, confrontando com a ideia primária de eficiência destes mercados. Os

autores alegam o potencial de obtenção de excedentes de retorno para os investimentos seletivos utilizando as características individuais das ações como instrumento de decisão. Haugen e Baker (1996), na sua proposta de modelo de previsão, atestam de que é a utilização conjunta de uma série diferente de fatores de retorno que permite a capacidade preditiva do seu modelo.

Para o mercado brasileiro, Rostagno, Kloeckner e Becker (2004) replicaram o modelo de Haugen e Baker (1996) obtendo resultados significativos de previsão. O modelo é testado entre os anos de 2000 a 2002, e utiliza como amostra somente os ativos que sobreviveram no Ibovespa durante todo o período de 1995 a 2002. Apesar de bem sucedido, o modelo foi testado por um curto período de tempo e a amostra apresenta viés de sobrevivência.

Referente a utilização de variáveis específicas para a previsão de retornos, trabalhos em economias em desenvolvimento têm chegado a conclusões discrepantes em relação aos seus comportamentos. Determinados autores apontam que em mercado de ações de alguns países é possível verificar potencial preditivo (HSU, HSU & KUAN, 2010, GROOT, PANG & SWINKELS, 2012), enquanto outros trabalhos apontam ausência de características relevantes para a determinação de retorno futuro dos ativos (SHYNKEVICH, 2012, YU, NARTEA, GAN & YAO, 2013, SAKR, RAGHEB, RAGAB & ABDOL, 2014).

Para avançar no entendimento da utilização de fatores de retorno no mercado brasileiro, o presente trabalho pretende analisar o potencial preditivo de fatores de retorno, para tanto, apresenta as seguintes contribuições em relação ao trabalho original de Haugen e Baker (1996) e sua replicação no mercado brasileiro (ROSTAGNO, KLOECKNER & BECKER, 2004): a) não são utilizadas variáveis *ad hoc*, sendo estas selecionadas a partir da literatura, incluindo aquelas que Haugen e Baker (1996) consideram importantes para o mercado americano entre a década de 80 e 90; b) a amostra respeita a composição mensal do Ibovespa, evitando o viés de sobrevivência e ativos ilíquidos; c) utilização de ações bancárias, por serem de grande relevância para a composição do Ibovespa (origem da amostra); d) utilização de uma janela amostral que contempla fases alta (2003 a 2008), de crise (2008) e de instabilidade (2008 a 2013) do mercado de ações brasileiro; e) são feitos testes preditivos com 39 diferentes modelos a fim de comparar a eficiência preditiva entre modelos multifatoriais e de variáveis isoladas. Os modelos de variáveis isoladas são testados utilizando duas formas diferentes de coeficiente de previsão (*payoff*): 1) o coeficiente angular da *OLS* dos últimos 12 meses (*payoff*

variável)e 2) um coeficiente estático e positivo (*payoff* estático), o que representa uma ordenação simples das ações em relação à exposição aos fatores de retorno em  $t-1$ .

O presente estudo tem implicações na verificação de eficiência de mercado na sua forma fraca no Brasil e no avanço ao entendimento da contribuição dos fatores de retorno para a realização de modelos preditivos. A pergunta central que rege a condução da pesquisa é “qual o potencial dos fatores de retorno (características individuais das ações) em prever o retorno das ações para o mês seguinte no mercado brasileiro, entre os anos de 2003 e 2013?”

É importante ressaltar que para a previsão do retorno do mês seguinte das ações (*ex-post*), foram utilizadas as informações disponíveis aos investidores no período anterior aos das projeções (*ex-ante*), evitando a endogeneidade das variáveis. Os ativos são ordenados referentes sua exposição aos fatores de retorno em  $t-1$ , posteriormente as ações são agrupadas em decis e suas oscilações no mês seguinte  $t$  verificadas na bolsa de valores. A verificação da eficiência dos modelos se dá a partir da *OLS* (*ordinary least square*) entre o agrupamento das ações em decis a partir da projeção do modelo (os grupos de ativos que obterão maior ou menor retorno) e o retorno efetivo destes decis. Portanto, os modelo preditivos devem ser considerados como métodos seletivos de ações a partir de uma base amostral pré-definida (Ibovespa), e sua eficiência será medida a partir da capacidade de projeção do retorno relativo dos decis (Haugen & Baker, 1996; Rostagno, Kloeckner & Becker, 2004; Campbell & Thompson, 2008), ou seja, a capacidade dos modelos em rankear os ativos de maior e menor retornos.

O presente artigo foi estruturado nas seguintes seções: introdução, referencial teórico-empírico, abordagem metodológica; apresentação e análise dos dados e considerações finais.

## 2. Referencial teórico-empírico

A presente seção tem objetivo de apresentar evidências teóricas-empíricas que sustentaram a realização do presente trabalho. Inicialmente, cabe evidenciar que a Hipótese de Mercados Eficientes (HME) sugerida por Fama (1970, 1991), atesta três formas para verificação da eficiência dos mercados:

- a. Fraca (1970) ou testes de previsibilidade de retorno (1991): se o mercado é eficiente nesta forma, não é possível prever o retorno futuro dos preços através da análise das informações passadas;
- b. Semiforte (1970) ou estudo de evento (1991): se o mercado é eficiente nesta forma, os preços dos títulos se ajustam quase imediatamente às informações significativas (divulgação de lucros das companhias, distribuição de dividendos, fusões, etc.).
- c. Forte (1970) ou testes para informação privada (1991): se o mercado é eficiente nesta forma, mesmo indivíduos com informações privilegiadas não são capazes de obter retornos consistentes acima da média do mercado no longo prazo.

Defensores da eficiência de mercado (ARMSTRONG *et al.*, 2012) alegam que o preço dos ativos nos mercados financeiros se trata de um valor racional. Os autores não ignoram a ausência de racionalidade pura dos investidores, mas alegam que vieses cognitivos e emocionais (POMPIAN, 2012) são aleatórios, não identificáveis e suas forças no mercado acabam por se anular. Todas as informações relevantes estão presentes no preço dos ativos, e maiores retornos são acompanhados por maiores exposições a riscos.

Essa visão de construção de portfólio de ações, no entanto, tem sido confrontada. “Historiadores que estudaram o comportamento dos mercados financeiros ao longo do tempo têm desafiado a hipótese de racionalidade subjacente à teoria da eficiência do mercado” (DAMODARAM, 2006, p.193). Ao questionar a sobreposição da racionalidade na precificação dos ativos, também se dissocia a transferência aos investidores da proporção adequada de riscos como função dos retornos potenciais. Seria possível a construção de portfólios com maiores retornos sem, necessariamente, aumento na exposição a riscos.

Questionando a relação entre risco e retorno, Tu e Zhou (2009) realizam um estudo procurando testar a eficiência do modelo de Markowitz (1952). Tu e Zhou (2009) concluem que o portfólio ótimo de menor risco em relação ao retorno se adequa aos comportamentos passados, mas não responde adequadamente ao comportamento futuro das carteiras. Segundo Tu e Zhou (2009), a regra de portfólio estimada por Markowitz (1952) não somente tem desempenho pior do que a regra ingênua de investimentos 1/N, como perde dinheiro em uma base ajustada a risco em diversos grupos de informações reais. O trabalho de DeMiguel, Garlappi e Uppal (2009) corroboram esta afirmação.

Aprofundando a pesquisa na relação de risco e retorno, Vliet, Blitz e Grient (2011) chegaram a resultados que explicitam desajustes na correlação positiva de risco e retorno. Através de uma análise de diversos períodos e amostras, os autores concluíram que a correlação entre o risco e o retorno é, normalmente, negativa ou neutra. Os autores concluem que alguns estudos apresentaram associação positiva entre risco e retorno devido a presença do viés de sobrevivência da amostra, resultando em informações enviesadas pelo sucesso.

DeBondt e Thaler (1985) testaram a eficiência do mercado através de análise de retornos passados que antecedem 1 ano, e concluem que entre o período de janeiro de 1933 e dezembro de 1980, sistematicamente os ativos que tiveram pior desempenho passado geraram melhores retornos futuros. Jegadeesh e Titman (1993) realizam estudo similar para o período de 1965 e 1989, porém avaliando o efeito de retornos que antecedem 1 ano. Os autores constataram que em janelas de curto prazo existe um movimento dos preços a favor do movimento inicial. O efeito de interferência do retorno futuro pelo retorno passado do ativo, ficou conhecido como efeito *momentum*.

Para o mercado brasileiro, o efeito *momentum* apresenta evidências contraditórias. Segundo Silva, Piccoli, Cruz e Clemente (2014) é possível observar, entre janeiro de 1994 e setembro de 2009, maior presença de períodos de eficiência em relação a períodos de ineficiência para este efeito. No entanto, Mendonça, Klotzle, Pinto e Montezano (2012) encontram que, entre julho de 2005 e dezembro de 2010, verifica-se excedentes de retornos para ações de melhor desempenho passado de curto prazo.

Além do retorno passado, a relação preço/lucro (P/L) tem sido alvo de estudos na determinação do comportamento das ações. Segundo Basu (1977), empresas que possuem valores menor da razão P/L possuem melhores retornos tanto absolutos quanto ajustados pelo risco entre os anos de 1956 e 1969. Damodaran (2006) corrobora com os achados, alegando que ações de menor relação P/L tiveram melhor performance no mercado americano, sistematicamente, entre os anos de 1952 a 2001. Graham (2007) confirma a relevância da relação da variável, comparando o desempenho de ações do DJIA (índice Dow Jones), entre os anos de 1937 e 1969. A carteira com razão P/L mais baixo obteve desempenho superior ao índice durante 25 anos, enquanto a carteira de P/L mais alto obteve retornos sistematicamente inferiores. Campbell e Thompson (2008) corroboram a eficiência preditiva da variável, e alegam seu potencial na composição sistemática de carteiras de investimentos com potencial de

geração de retornos significativamente diferentes. No Brasil, Rostagno, Soares e Soares (2006) utilizam a variável lucro/preço como *proxy* das ações de valor, e verificam maiores retornos para os ativos com maior proporção de lucros em relação ao seu valor de mercado. Noda, Martelanc e Kayo (2016) verificam a capacidade da razão P/L na determinação do retorno futuro dos ativos, corroborando os achados internacionais.

Outras relações utilizando o lucro contábil foram alvos de estudos sobre a capacidade preditiva das ações. Clubb e Naffi (2007) propõe a razão projetada da relação lucro líquido/patrimônio líquido (ROE), juntamente com a variável patrimônio líquido/preço, para prever o retorno futuro das ações. Basu e Forbes (2013) concluem que a adesão de carteiras de acordo com métricas de lucros apresentaram maior valorização entre os anos de 1985 e 2010. Campbell e Thompson (2008), analisam a capacidade do ROE em prever o retorno das ações e alegam sua possibilidade em estabelecer aditivos significativos de retornos para os investidores. Costa Jr., Meurer e Cupertino (2007) procuram analisar o efeito do lucro contábil no retorno das ações no Brasil, e encontram que entre o período de 1995 e 2007, há evidências de que maiores lucros proporcionaram, consecutivamente, maiores retornos dos ativos.

Além da geração de lucros e suas relações com outros indicadores, estudos em finanças têm procurado entender a relação dos dividendos e o desempenho das ações, mas com resultados contraditórios. Black e Scholes (1974) verificam o efeito da relação dividendos/preço (*dividend yield*) no desempenho das ações, e alegam ausência de diferença de retornos para investidores que concentram seus investimentos em ações com alta ou baixa porção de *dividend yield*, corroborando a Teoria da Irrelevância de Modigliani e Miller (1961). Fama e French (1988) confrontam os achados, e verificam aumento de retornos futuros à medida do *dividend yield* do ativo. Para os autores, parte deste efeito é justificado pela diminuição das variâncias dos retornos e redução do prêmio de risco. Ang e Bekaert (2007) corroboram a influência positiva da distribuição de dividendos nos retornos, mas alegando que os excessos de retorno são verificáveis principalmente no curto prazo. No Brasil, Novis Neto e Saito (2003) observam um correspondente de maiores retornos futuros das ações à medida que aumentam a razão dividendos/preço, corroborando os achados internacionais. Moreiras, Tambosi Filho e Garcia (2010) verificam que os dividendos mitigam assimetria informacional, diminuindo os riscos das ações, ajudando a explicar os maiores retornos das ações de maior *yield*. Contradizendo os achados no Brasil, Corso, Kassai e Lima (2012),



analisando os anos 1995 e 2008, alegam que a relação entre *dividend yield* e o retorno das ações foi negativa.

Além da relação dividendos/preço, o valor de mercado das ações e sua influência no retorno dos ativos também tem sido alvo de estudos. Jaffe, Keim e Westerfield (1989) citam a variável como métrica relevante no agrupamento e diferenciação de comportamento dos ativos. Fama e French (1992) observam, igualmente, correlação negativa entre o tamanho das empresas e o retorno das ações. Damodaran (2006) faz referência ao tamanho da empresa como variável capaz de agrupar ações e diferenciar retorno de portfólios. Utilizando um modelo multifatorial para a determinação do retorno dos ativos, Fama e French (1993) além de utilizar o retorno do mercado e do ativo livre de risco, incorporaram os efeitos de tamanho (*SMB, small minus big*) e a variável patrimônio líquido/preço (*HML, high minus low*) para a diferenciação dos retornos. Carhart (1997) acrescenta uma nova variável ao modelo, fundamentado nos achados empíricos de Jeegadesh e Titman (1993), sugerindo de que os retornos passados adicionam capacidade explicativa aos modelos de risco de Fama e French (1993). Fama e French (2012) testam o modelo sugerido por Carhart (1997) nos mercados norte americanos, europeus, japoneses e asiáticos e verificam que, a despeito do mercado japonês, prêmios positivos de retornos para o efeito *momentum* e para a relação patrimônio líquido/preço, os quais são negativamente correlacionados com o aumento do valor de mercado, corroborando os trabalhos anteriores. Damodaran (2006) acrescenta que ações com valores mais baixos para os indicadores preço/patrimônio líquido entre os anos de 1952 e 2001, nos EUA, mantiveram retornos mais altos já ajustados ao risco. O autor alega que o mesmo é verificado para os ativos rankeados a partir da variável preço/receita,

Para o mercado brasileiro, Mendonça *et al.* (2012) contrariam os achados internacionais e alegam que o tamanho das empresas contribui positivamente para o retorno das ações. Castro e Minardi (2009) utilizam o modelo de Carhart (1997) para explicar a obtenção de excedentes de retorno dos fundos de investimentos. Segundo Castro e Minardi (2009), não há verificação de apropriação de alfa por parte dos fundos ativos, alegando a eficiência do mercado de ações no Brasil. Antunes, Lamounier e Bressan (2006) corroboram os achados, utilizando o efeito tamanho da empresa, o valor patrimonial e o lucro para realizar testes de eficiência no mercado brasileiro, e verificaram a ausência de retornos anormais para os investimentos em ações no Brasil a partir destas variáveis.

Os trabalhos de Rostagno, Kloeckner e Becker (2004), no entanto, confrontam a eficiência do mercado de ações brasileiro. Os autores utilizam um modelo de 17 fatores de retorno e verificam potencial preditivo do retorno das ações. A metodologia utilizada segue os passos de Haugen e Baker (1996), que realizam um trabalho de previsão a partir de fatores de retorno nos mercados dos Estados Unidos, França, Alemanha, Inglaterra e Japão, entre os anos 1979 e 1993. Em todos os países o modelo apresentou bons resultados preditivos.

Segundo Haugen e Baker (1996), a partir de um modelo multifatorial que considera métricas de diferentes características individuais dos ativos, os chamados fatores de retorno, é possível determinar o retorno futuro das ações. Os autores encontram as seguintes variáveis como sendo aquelas de maior relevância para predição de retorno dos ativos para o mercado americano, nesta ordem de importância: excesso de retorno de um mês em relação ao índice de ações; excesso de retorno de doze meses em relação ao índice de ações; a relação volume negociado/valor de mercado; o excesso de retorno de dois meses em relação ao índice de ações; a relação lucro/preço; retorno sobre patrimônio líquido; a relação patrimônio líquido/preço; a tendência do volume de negociação; o excesso de retorno de 6 meses em relação ao índice de ações; a relação fluxo de caixa/preço; variação do fluxo de caixa/preço.

Os resultados do trabalho de Haugen e Baker (1996) apontam para uma grande acurácia do modelo utilizando as 11 variáveis. Os autores também alegam que a utilização das variáveis isoladamente apresenta queda significativa de acurácia. Segundo Haugen e Baker (1996), é o conjunto de fatores que permite a alta previsibilidade dos retornos relativos. Os resultados do trabalho apontam para correlação negativa entre retorno e risco dos portfólios, levando os a considerarem que “a expectativa de prêmio pago para a volatilidade de retorno é negativo” (Haugen & Baker, 1996, p, 423). Posteriormente, Haugen e Baker (2012) confirmam suas descobertas realizando um estudo ao redor do globo e em diversos recortes temporais, constatando que ativos com melhores retornos foram aqueles de menor volatilidade.

Haugen (2000) compara a capacidade preditiva do modelo de fatores de retorno com o APT, *arbitrage price theory*, (ROSS, 1976) e CAPM, *capital asset pricing model*, (SHARPE, 1964, LINTNER, 1965), e constata que o modelo de fatores de retorno é amplamente superior na capacidade preditiva em relação aos demais. Para o mercado brasileiro, Rostagno (2003) realiza a comparação entre os modelos de fatores de retorno APT, corroborando a superioridade preditiva do modelo de fatores de retorno.

Diante deste desafiador ambiente de modelos de retorno e teorias de investimentos, na seguinte seção é apresentada a metodologia utilizada para a verificação da capacidade preditiva dos 16 fatores de retorno que objetivou este artigo.

### 3. Abordagem metodológica

#### *População, amostra e base de dados*

A amostra da presente pesquisa é definida e não probabilística, composta pelos ativos que participaram do índice Ibovespa entre janeiro de 2003 e dezembro de 2013. Para o período, 144 diferentes códigos de ativos estiveram presentes no Ibovespa, mas por razões de fusões, aquisições e troca de nomes, todas as ações são representadas por 122 códigos. Os ativos foram filtrados mensalmente, de acordo com sua participação no índice, e somente foram utilizados as informações daqueles que possuíam participação na composição do índice Ibovespa do mês corrente. Este critério de seleção resulta na rotatividade dos ativos à medida que alteram sua presença/ausência no Ibovespa. A utilização deste critério de seleção se justifica pelos seguintes motivos: 1) evita-se a utilização de ativos ilíquidos; 2) evita-se o viés de sobrevivência; 3) utiliza-se ativos com maior cobertura dos agentes econômicos, que tendem a ter maior eficiência na precificação das informações disponíveis (DAMODARAN, 2006). Por esse motivo, os modelos utilizados também podem ser compreendidos como filtros seletivos do índice de mercado.

Os dados foram coletados no Sistema Econômica, resultando em 7.890 linhas após filtragem. Cada linha possui informação de determinado ativo em determinado mês, com os valores das 16 fatores de retorno (variáveis independentes) e o retorno do mês seguinte (variável dependente). Os dados foram dispostos em *cross section* e a periodicidade das informações é mensal.

A seleção dos 16 fatores de retorno foi fundamentada nos achados de Haugen e Baker (1996) e Haugen (2000), e na relevância de determinadas variáveis na literatura. Haugen e Baker (1996) e Haugen (2000) listam 11 fatores de retorno como sendo aqueles de maior capacidade preditiva para o mercado de ações americano. Devido à ausência das informações referentes ao fluxo de caixa no Sistema Econômica, não foram utilizados na presente pesquisa dois fatores considerados relevantes pelos autores: a relação fluxo de caixa/preço e a tendência do fluxo de caixa. Os outros 9 fatores de retorno utilizados são:

1. a relação lucro líquido/patrimônio líquido - equivalente ao *ROE* - *return on equity*;
2. a relação lucro/preço;
3. a relação patrimônio líquido/preço;
4. a relação volume de negociação/preço;
5. tendência do volume de negociação;
6. excesso de retorno de 1 mês;
7. excesso de retorno de 2 meses;
8. excesso de retorno de 6 meses;
9. excesso de retorno de 12 meses.

Além destas 9 variáveis, outros 7 fatores de retorno foram utilizados para a construção do modelo. Estas variáveis são relevantes dentro dos estudos de finanças e administração financeira, por tratarem da mensuração de risco, valoração do preço justo ou precificação relativa por múltiplos:

10. beta de mercado (SHARPE, 1964, LINTNER, 1965);
11. volatilidade (MARKOWITZ, 1952);
12. valor de mercado (FAMA & FRENCH, 1993);
13. a relação dividendos/preço – equivalente ao *dividend yield* (FAMA & FRENCH, 1970);
14. a relação receita/preço da ação (DAMODARAM, 2006);
15. a relação lucro líquido/ativo total – equivalente ao *ROA* – *return on asset* (DAMODARAN, 1997);
16. a relação lucro/receita - margem líquida (POVOA, 2012).

O presente trabalho não excluiu da amostra ações do setor bancário, visto sua relevância no índice Ibovespa. Desta forma, não foram utilizadas informações de endividamento e fluxo de caixa como variáveis. Para empresas deste setor, utilizou-se a informação “receita líquida das operações financeiras” como substituta da variável “receita líquida”.

Os 16 fatores podem ser divididos em cinco famílias de mensurações de características das ações: a) risco – variáveis de mensuração de risco dos últimos 12 meses; b) liquidez – métricas relacionadas ao volume

financeiro envolvido na negociação dos ativos dos últimos 12 meses e a diferença no período; c) “barateamento” – com exceção do valor de mercado, representam uma relação entre uma informação de balanço acumulado dos últimos 12 meses e o valor de mercado das ações; d) rentabilidade – informações dos últimos 12 meses disponibilizadas em balanço que se referem à rentabilidade da empresa; e) desempenho passado – a diferença entre o retorno dos ativos e o índice Ibovespa para períodos diversos, referem-se às informações de *momentum*. Segundo Haugen e Baker (1996) a utilização de diversas características dos ativos é relevante para a capacidade preditiva do modelo. Os fatores pertencentes a cada família são:

**Tabela 1**

Lista das Famílias e seu agrupamento de fatores.

| Família            | Fatores  |
|--------------------|--|
| Risco              | Beta, Volatilidade   |
| Liquidez           | Volume de Negociação/Preço, Tendência do Volume de Negociação                                    |
| “Barateamento”     | Valor de Mercado, Lucro/Preço, Patrimônio Líquido/Preço, Dividendos/Preço, Receita Líquida/Preço |
| Rentabilidade      | Lucro/Receita, Lucro/Ativo ( <i>ROA</i> ), Lucro/Patrimônio Líquido ( <i>ROE</i> )               |
| Desempenho Passado | Excesso de Retorno sobre o Ibovespa dos últimos: 1 mês, 2 meses, 6 meses, 12 meses.              |

**Fonte:** os autores.

### *Metodologia para a previsão dos retornos e verificação da eficiência do modelo*

A previsão dos retornos das ações deve levar em consideração as informações disponíveis aos investidores em  $t-1$  do período de referência (*ex-ante*), para a obtenção dos retornos efetivos das ações (*ex-post*). Este cuidado tem como finalidade não incorrer no problema de endogeneidade das variáveis, utilizando informações que poderiam, ao invés de estarem influenciando os retornos, estarem sendo influenciados por estes. Para tanto, a presente pesquisa utilizou, para a previsão dos retornos de ações e teste da eficiência da capacidade preditiva do modelo, a metodologia sugerido por Haugen e Baker (1996).

A utilização dos fatores de retorno para previsão dos retornos pressupõe que diferenças de retorno futuro das ações são melhores determinadas pelas características individuais dos ativos. Ou seja, que os fatores de retorno são capazes de antecipar o retorno relativo dos ativos

(maiores altas/quedas). Considerando o retorno uma função da distribuição homogênea da exposição da ação a um mercado, seguido da exposição da ação aos segmentos de negócios e, por último, às características individuais das ações, pode-se expressar o retorno da seguinte forma:

$$r_{j,t} = b1_{j,t} \cdot Rm_t + \sum (b2_{h,t} * S_{j,h,t}) + \sum (b3_{i,t} * F_{j,i,t}) + e_t \quad (1)$$

onde:

$r_{j,t}$  = retorno da ação  $j$  no tempo  $t$ ;

$b1_{j,t}$  = coeficiente de retorno da ação  $j$  em relação ao retorno do mercado no tempo  $t$ ;

$Rm_t$  = retorno do mercado no tempo  $t$ ;

$b2_{h,t}$  = coeficiente de retorno do segmento de negócio  $h$  no tempo  $t$ ;

$S_{j,h,t}$  = exposição da ação  $j$ , ao segmento de negócio  $h$  no tempo  $t$

$b3_{i,t}$  = *payoff* estimado do fator de retorno  $i$  no tempo  $t$ ;

$F_{j,i,t}$  = exposição da ação  $j$ , ao fator de retorno  $i$  no tempo;

$e_t$  = termo de erro.

Diferentemente do retorno da ação, visto esta ser uma função das variáveis em  $t$ , a predição dos retornos requer o descasamento da oscilação da ação em  $t$  em relação às exposições das ações às variáveis em  $t-1$ . Haugen (2000) demonstrou que a utilização de variáveis ligadas ao ambiente econômico, inclusive referentes aos segmentos de negócios, atestadas pelo modelo *APT* (ROSS, 1976), e aquela advinda da elasticidade do ativo em relação às oscilações de mercado, utilizada pelo modelo *CAPM* (SHARPE, 1964; LINTNER, 1965), possuem baixa capacidade preditiva quando comparadas aos fatores de retorno. Assim, o retorno esperado em  $t$  pode ser expresso da seguinte forma:

$$E(r_{j,t}) = \sum (E(b_{i,t-1}) * F_{j,i,t-1}) \quad (2)$$

onde:

$E(r_{j,t})$  = retorno estimado da ação  $j$  no tempo  $t$ ;

$E(b_{i,t-1})$  = *payoff* estimado de retorno do fator de retorno  $i$  no tempo  $t-1$ ;

$F_{j,i,t-1}$  = exposição da ação  $j$ , ao fator de retorno  $i$  no tempo  $t-1$ .

A equação 2 deve ser entendida da seguinte maneira: o retorno esperado da ação é o equivalente aos valores dos fatores de retorno (variáveis nos modelos) multiplicados pelos retornos esperados para esses fatores de retorno (*payoff's*). Como se trata de um preditivo, a conta é realizada sempre pelas informações disponíveis em  $t-1$ , enquanto o retorno efetivo das ações se dá em  $t$ . Equivale dizer que o retorno projetado das ações é o somatório da multiplicação das variáveis pelos seus retornos esperados (*payoff*).

Para estimativa do *payoff* variável de cada fator de retorno, foi utilizado o coeficiente angular linear obtido pela regressão *OLS* entre os fatores de retorno (variáveis independentes) e o retorno do mês seguinte dos ativos (variável dependente) dos últimos 12 meses a partir da data de referência. A consequência é um *payoff* móvel e ajustável ao comportamento do mercado do último ano. Para exemplificar a metodologia: no mês de janeiro de 2010 foi calculada a *OLS* entre os fatores de retorno das ações dentro dos últimos 12 meses (janeiro de 2009 a dezembro de 2009) e o retorno do mês seguinte destas ações (fevereiro de 2009 a janeiro de 2010). O resultado da regressão é  $a + b_1F_1 + b_2F_2 + \dots + b_nF_n$ . Os valores de  $b_n$  foram utilizados como *payoff* dos fatores de retorno. Para a projeção do mês de fevereiro de 2010, utilizou-se destes  $b_n$  (obtidos pela regressão dos últimos 12 meses), multiplicando-os pelos valores dos fatores de retorno em janeiro de 2010. Para cada ação foi obtido um valor referente à expectativa de retorno. Os ativos, então, foram agrupados em decis de acordo com essa expectativa de retorno. A verificação da eficiência do modelo foi mensurada pelo  $R^2$  entre a classificação dos decis (decis 1 agruparam as ações com maior expectativa de retorno e o decil 10 com menor expectativa de retorno) e o retorno efetivo (no mês projetado) daqueles decis.

Para a utilização da *OLS*, Gujarati (2000) pressupõe: a) média dos resíduos igual ou próximo de zero; b) normalidade dos resíduos; c) ausência de multicolinearidade e d) ausência de heterocedasticidade. Para a presente pesquisa, realizamos os testes para os 23 modelos que utilizaram *payoff* a partir da *OLS* dos últimos 12 meses. A média dos resíduos apresentou valores irrisórios para todos os modelos, sendo o maior deles  $5 \times 10^{-9}$ , da família liquidez. O teste de normalidade foi realizado pela verificação da curtose (*kurtosis*) e assimetria (*skewness*), apresentando para o primeiro um comportamento leptocúrtico no caso de todos os modelos, com concentração de resíduos na área central da curva senoidal, enquanto o segundo teste aponta para o comportamento gaussiano dos modelos. Os testes de multicolinearidade apresentaram *VIF* (*variance inflation factor*)

máximo de 2,4, descartando a presença de multicolinearidade. Para o teste de heterocedasticidade foi verificado a plotagem gráfica de dispersão, tendo no eixo  $x$  o valor da predição e no eixo  $y$  o valor dos resíduos. As linhas de tendência *OLS* para as dispersões apresentaram *slope's* quase nulos, praticamente paralelas ao eixo  $x$  até mesmo para os modelos com maior inclinação (valores de -0,02 e 0,004 dos modelos “excessos de retorno de 2 meses” e “lucro/preço”, respectivamente), indicando a constância dos resíduos ao longo dos valores da predição. Segundo Gujarati (2000), o atendimento às premissas garante o uso do  $R^2$  e dos coeficientes como melhores estimadores lineares não-enviesados (MELNV). O não atendimento às quatro premissas descarta o uso do  $R^2$ , mas não descarta a utilização dos coeficientes, no entanto abre a possibilidade de não se tratarem de estimadores MELNV. O presente trabalho não utiliza a *OLS* entre os fatores de retorno e o retorno do mês seguinte para a obtenção do  $R^2$ , mas somente para obtenção do coeficiente angular estimado (*payoff*) das variáveis. A eficiência do *payoff* será mensurada pela eficiência do próprio modelo de previsão, a partir da sua capacidade de ranqueamento dos ativos em  $t-1$  de acordo com seu retorno efetivo em  $t$ .

Portanto, depois de estimados os *payoff's* dos fatores de retorno, os retornos do mês seguinte dos ativos são projetados conforme a fórmula (2). Uma vez projetados os retornos, os ativos são ranqueados a partir do valor da projeção, e então agrupados em decis. Os decis de valores mais baixos (decil 1) se tratam dos ativos com maior projeção de retorno, enquanto os decis de valores mais altos (decil 10) se tratam do grupo dos ativos de menor projeção de retorno. O retorno das carteiras de investimentos são verificadas na bolsa de valores pela média simples dos retornos dos ativos que compuseram cada decil no mês projetado.

A metodologia descrita é refeita mensalmente: são obtidos novos *payoff's* a partir da *OLS* dos últimos 12 meses, são realizadas novas projeções, os ativos reagrupados para a composição dos decis e seus comportamentos para o próximo mês verificados. A *OLS* dos últimos 12 meses para a obtenção dos *payoff's* (*payoff* variável) dos fatores de retorno foi utilizada como método de projeção tanto para os modelos multi quanto para os univariados. Além do *payoff* variável, para os modelos univariados também foram realizados testes de projeção com *payoff* estático e positivo. Este *payoff* equivale ao simples ranqueamento decrescente dos ativos de acordo com o valor da variável em  $t-1$ . Para estes casos, quanto maior o valor da variável, maior é a projeção do retorno do ativo.



Atendendo à ideia de que a previsão dos retornos nominais está sujeita a um grau elevado de erro dos ativos não apresentam um método adequado para seleção de critérios de escolha de ativos, mas sim a sua capacidade de antecipar os ativos de melhor performance, ou seja, seu retorno relativo (Thompson & Campbell, 2008). A mensuração da eficiência dos modelos preditivos se deu pela *OLS* entre a classificação prévia do modelo nos decis e o retorno efetivo desses decis. Se trata de uma mensuração relativa, uma vez que o retorno absoluto dos decis não é pertinente para esta métrica de avaliação. A eficiência do modelo é mensurada pela sua capacidade em distribuir os ativos previamente entre os decis estabelecidos de maior e menor retorno (do decil 1 ao decil 10, respectivamente), de modo a estar compatível com os retornos efetivos, ou seja, realizados, destes decis. A eficiência dos modelos é medida pela sua capacidade em diferenciar os ativos entre aqueles de maior ou menor retorno, ou seja, se dá pelos retornos relativos dos decis.

O período utilizado para o trabalho se refere aos cinco anos de alta do mercado de ações anteriores a crise do *subprime*, ao ano da crise e aos cinco anos posteriores ao ano do evento. As projeções iniciam em janeiro de 2003 e finalizam em dezembro de 2013.

A seguir apresentam-se os resultados da pesquisa, juntamente com a análise dos dados.

#### 4. Apresentação e análise dos dados

Os 16 fatores de retorno foram agrupados a partir de diferentes combinações, totalizando 39 diferentes modelos de previsão. Cada modelo possui um agrupamento de variáveis, as quais se justificam e são detalhadas da seguinte forma: a) 1 modelo construído com a totalidade das variáveis; b) 1 modelo construído com as variáveis sugeridas por Haugen e Baker (1996) para o mercado americano; c) 5 modelos construídos agrupando os fatores nas cinco famílias (risco, liquidez, “barateamento”, rentabilidade e desempenho passado); d) 16 modelos construídos com cada uma das variáveis isoladas, utilizando como *payoff* o coeficiente da *OLS* dos últimos 12 meses; e) 16 modelos construídos com cada uma das variáveis isoladas, utilizando como *payoff* um coeficiente estático e positivo.

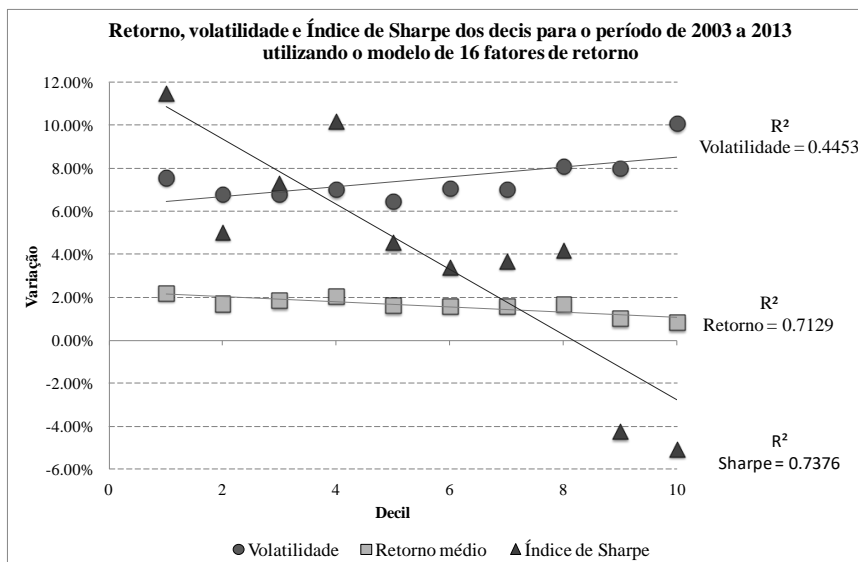
As previsões de cada modelo são realizadas em  $t-1$  (*ex-ante*) a partir do *payoff* das variáveis e a exposição dos ativos àquelas variáveis, conforme a fórmula 2. Depois de projetados, os ativos são rankeados,

agrupados em decis, e o retorno dos decis verificados para o mês projetado em  $t$  (*ex-post*) pela média simples dos retornos das ações daquele decil. A mensuração da capacidade do modelo em ordenar adequadamente os ativos de acordo com seu retorno se deu pela verificação do  $R^2$  entre a classificação dos decis (originada pelo modelo) e o retorno efetivo das carteiras. Portanto, quanto maior o  $R^2$  maior a capacidade do modelo em ranquear os ativos de maneira relativa, de modo a agrupar os ativos de maior retorno no decil 1, e gradativamente os ativos de menor de retorno até aqueles de pior retorno, no decil 10.

Os retornos dos decis se tratam dos retornos efetivos daquele portfólio, enquanto o agrupamento das ações nos decis se deu a partir das projeções do modelo, em  $t-1$ . Os ativos foram ranqueados de acordo com suas projeções de retorno e agrupados em decis. O decil 1 agrupa os ativos com maior projeção de retorno e o decil 10, os ativos com menor projeção de retorno. Os decis são tratados como carteiras de investimentos com participação igual entre os ativos, o agrupamento dos ativos se dão a partir das previsões de retorno e os retornos realizados dessas carteiras são verificadas. Pela regressão *OLS* entre a classificação dos decis (de 1 a 10) e os retornos destes decis, na Figura 1 é possível observar a relação entre a previsão do modelo o retorno realizado dos decis para o mês projetado. Na Figura 1 é possível observar o ajuste entre a capacidade do modelo em agrupar os ativos nos decis corretos, verificando o coeficiente de determinação entre a classificação dos decis (de 1 a 10) e os retornos realizados destes decis.

#### Figura 1

Retorno médio, volatilidade e Índice de Sharpe dos decis do modelo utilizando todos os 16 fatores de retorno.



Fonte: dados da pesquisa.

Pela Figura 1 é possível verificar que o modelo utilizando a totalidade dos 16 fatores de retorno foi capaz de prever eficientemente o retorno dos ativos. O  $R^2$  de 0,71 entre os retornos médios e a classificação dos decis evidencia a significância da capacidade de ordenar os ativos de acordo com seu retorno para o mês seguinte. O  $R^2$  de 0,73 entre o Índice de Sharpe e classificação dos decis evidencia que o modelo foi eficiente em indicar, além dos ativos de maior retorno, aqueles de melhor relação risco x retorno. Isso também pode ser observado pelo aumento da volatilidade de acordo com o aumento do número dos decis, o que significa que as ações que o modelo considerou de pior retorno, foram também aquelas que apresentaram maior risco.

Apesar do modelo utilizando todas as 16 variáveis ter apresentado bons resultados preditivos, os resultados na Figura 1 são em função do retorno ou risco das carteiras do período completo (2003 a 2013). Os resultados estão em função da janela temporal selecionada. Para comparar a eficiência preditiva dos diversos modelos testados, e para mitigar o efeito seccional do período amostral, utilizamos, na Tabela 2, a média do  $R^2$  entre os retornos e a classificação dos decis, mensalmente. Desta forma, podemos saber, em média, ao longo do período e não somente referente ao período completo acumulado, qual modelo apresentou maior eficiência preditiva.

Seguindo a lógica disposta na Figura 1, a Tabela 2 compila os resultados da capacidade preditiva dos 39 modelos. Compõe a tabela os modelos multifatoriais e de uma única variável com *payoff* variável (*OLS* dos últimos 12 meses) e os modelos de uma única variável com *payoff* estático – o que resulta na ordenação decrescente dos ativos pela exposição à variável em  $t-1$ . Para verificação da eficiência preditiva dos modelos, na Tabela 2 está disposto o  $R^2$  entre a classificação dos decis pela projeção dos modelos e os seguintes itens: a) retorno total, se trata do retorno acumulado total dos decis do começo ao fim do período; b) a média dos retornos mensais, que se trata da média aritmética dos retornos mensais dos decis, c) o Índice de Sharpe, que se trata da diferença do retorno médio dos decis e do *benchmark* Ibovespa, divididos pela volatilidade dos decis e, finalmente; d) a média do  $R^2$  calculado mensalmente entre a classificação e os retornos dos decis. A hipótese nula da significância estatística pode ser expressa como “o modelo não foi capaz de organizar adequadamente os ativos em carteiras de investimentos, a partir da previsão em  $t-1$ , de acordo com os retornos efetivos das carteiras em  $t$ ”. No caso do Índice Sharpe, a expressão da hipótese nula deve trocar o termo “retornos efetivos” por “Índice de Sharpe”.

Acompanhando as informações de  $R^2$  dos retornos totais, está a inclinação (*slope*) da reta *OLS*. Inclinação com valor negativo significa que os decis de menor numeração apresentaram retornos maiores do que os decis de maior numeração, como de fato é esperado pelos modelos. Para exemplificar, podemos citar os resultados do modelo utilizando a volatilidade com *payoff* estático para previsão dos retornos. Pode-se observar um  $R^2$  de 0,33, não significativo e *slope* com valor positivo para a coluna de Retorno Total. O *slope* positivo significa que os decis de menor numeração não apresentaram maiores retornos, como de fato era esperado pelo modelo. Isso significa que as ações classificadas nos decis de menor numeração apresentaram retornos inferiores aos dos decis de numeração mais elevada, o que é contrário à expectativa do modelo. Os modelos foram configurados de modo a agruparem nos decis de menor numeração os ativos com maior expectativa de retornos. O *payoff* estático significa que os ativos foram ordenados de maneira decrescente a partir do valor da variável, sem critérios mais complexos para previsão. Ou seja, ativos com valores mais altos para a volatilidade, no caso do exemplo, foram considerados os ativos com maior previsão de retorno. Como no caso deste modelo, o  $R^2$  não foi significativo e o *slope* foi positivo, podemos dizer que existe independência entre o risco, medido pela volatilidade, e o retorno dos ativos. Tal achado corrobora o comportamento do mercado

brasileiro com os trabalhos internacionais de Haugen e Baker (1996, 2012), Tu e Zhou (2009) e Vliet, Blitz e Grient (2011), confrontando o modelo clássico de necessária associação positiva entre risco e retorno.

**Tabela 2**

R<sup>2</sup> dos modelos de previsão utilizando as variáveis agrupadas em a) sua totalidade; b) indicadas por Haugen e Baker (1996) para o mercado americano; c) por família e d) isoladamente. Os modelos utilizando as variáveis isoladas foram testados utilizando um coeficiente de previsão variável (OLS dos últimos 12 meses) e estático.

|                          | Coeficiente | Retorno Total  |            | Retorno Médio  | Índice de Sharpe | Retorno Mensal       |
|--------------------------|-------------|----------------|------------|----------------|------------------|----------------------|
|                          | (payoff)    | R <sup>2</sup> | Inclinação | R <sup>2</sup> | R <sup>2</sup>   | R <sup>2</sup> Médio |
| Todas as Variáveis       | Variável    | 0.731*         | -0.941     | 0.713*         | 0.738*           | 0.368                |
| Haugen e Baker           | Variável    | 0.442*         | -0.775     | 0.467*         | 0.452*           | 0.247                |
| Família Risco            | Variável    | 0.257          | -0.626     | 0.263          | 0.267            | 0.104                |
| Família Rentabilidade    | Variável    | 0.039          | -0.310     | 0.001          | 0.003            | 0.150                |
| Família Barateamento     | Variável    | 0.417*         | -1.218     | 0.463*         | 0.454*           | 0.274                |
| Família Liquidez         | Variável    | 0.376          | -0.482     | 0.266          | 0.285            | 0.133                |
| Família Retorno Passado  | Variável    | 0.031          | 0.261      | 0.057          | 0.025            | 0.076                |
| Beta                     | Variável    | 0.107          | 0.418      | 0.137          | 0.089            | 0.209                |
|                          | Estático    | 0.190          | 0.517      | 0.070          | 0.114            | 0.116                |
| Volatilidade             | Variável    | 0.299          | -0.614     | 0.229          | 0.205            | 0.330                |
|                          | Estático    | 0.336          | 0.898      | 0.360          | 0.453*           | 0.178                |
| ROA                      | Variável    | 0.155          | -0.320     | 0.168          | 0.147            | 0.100                |
|                          | Estático    | 0.603*         | -0.881     | 0.574*         | 0.629*           | 0.246                |
| ROE                      | Variável    | 0.003          | -0.052     | 0.001          | 0.000            | 0.276                |
|                          | Estático    | 0.381          | -1.187     | 0.536*         | 0.497*           | 0.277                |
| Margem Líquida           | Variável    | 0.143          | -0.491     | 0.248          | 0.240            | 0.093                |
|                          | Estático    | 0.153          | -0.491     | 0.207          | 0.214            | 0.083                |
| Lucro/Preço              | Variável    | 0.500*         | -1.443     | 0.616*         | 0.583*           | 0.382                |
|                          | Estático    | 0.690*         | -2.158     | 0.881*         | 0.926*           | 0.556                |
| Receita/Preço            | Variável    | 0.177          | -0.395     | 0.150          | 0.109            | 0.506                |
|                          | Estático    | 0.674*         | -1.316     | 0.763*         | 0.741*           | 0.611                |
| Patrimônio Líquido/Preço | Variável    | 0.007          | 0.113      | 0.008          | 0.019            | 0.136                |
|                          | Estático    | 0.158          | -0.510     | 0.192          | 0.144            | 0.332                |
| Dividendos/Preço         | Variável    | 0.276          | -0.551     | 0.149          | 0.162            | 0.143                |
|                          | Estático    | 0.711*         | -0.680     | 0.470*         | 0.586*           | 0.290                |
| Valor de Mercado         | Variável    | 0.457*         | -0.877     | 0.433*         | 0.361            | 0.416                |
|                          | Estático    | 0.000          | 0.017      | 0.082          | 0.010            | 0.154                |
| Tendência Volume         | Variável    | 0.137          | 0.489      | 0.081          | 0.083            | 0.046                |
| Negociação               | Estático    | 0.078          | -0.109     | 0.005          | 0.049            | 0.065                |
| Volume                   | Variável    | 0.218          | -0.575     | 0.236          | 0.273            | 0.064                |
| Negociação/Preço         | Estático    | 0.224          | 0.468      | 0.151          | 0.186            | 0.065                |
| Excesso Retorno 1 Mês    | Variável    | 0.046          | -0.238     | 0.030          | 0.030            | 0.056                |
|                          | Estático    | 0.121          | -0.408     | 0.027          | 0.025            | 0.035                |
| Excesso Retorno 2 Meses  | Variável    | 0.002          | -0.055     | 0.007          | 0.002            | 0.023                |
|                          | Estático    | 0.004          | -0.042     | 0.000          | 0.000            | 0.047                |
| Excesso Retorno 6 Meses  | Variável    | 0.134          | 0.399      | 0.347          | 0.269            | 0.265                |
|                          | Estático    | 0.294          | -0.538     | 0.271          | 0.300            | 0.086                |
| Excesso Retorno 12 Meses | Variável    | 0.117          | -0.234     | 0.001          | 0.012            | 0.153                |
|                          | Estático    | 0.490*         | -0.628     | 0.482*         | 0.483*           | 0.175                |

**Fonte:** dados da pesquisa.

**Nota:** \* significativo acima de 95% ( $p < 0,05$ )

O  $R^2$  da Tabela 2 deve ser interpretado como uma medida da capacidade dos modelos em organizar os ativos previamente (em  $t-1$ ) de acordo com seu retorno efetivo (em  $t$ ). É possível observar na Tabela 2, referente ao retorno dos decis no acumulado do período, que o modelo utilizando a totalidade das 16 variáveis obteve a maior capacidade de ordenamento dos ativos em  $t-1$ , apresentando  $R^2$  de 0,73. No entanto, outros modelos utilizando somente uma variável, quando utilizados com *payoff* estático apresentaram, para esta métrica, capacidade de ordenamento dos ativos muito próxima ao do modelo multifatorial, *i.e.* dividendos/preço apresentou  $R^2$  de 0,71; lucro/preço apresentou  $R^2$  de 0,69 e receita/preço apresentou  $R^2$  de 0,67. Este fato chama a atenção para o baixo ganho marginal da capacidade preditiva do modelo à medida que avança na complexidade da utilização dos fatores de retorno. Este resultado confronta as alegações de Haugen e Baker (1996) de que os modelos de fatores de retorno com uma única variável apresentam baixa eficiência preditiva quando comparados a modelos mais complexos. A explicação da discrepância dos resultados do presente trabalho e o de Haugen e Baker (1996) pode estar na metodologia da previsão, uma vez que estes autores não realizaram testes utilizando *payoff* estático para as variáveis. Na Tabela 2 se pode observar grande diferença da capacidade preditiva dos modelos de uma única variável quando os coeficientes (*payoff*) são alterados. As mesmas variáveis que apresentaram alta eficiência preditiva utilizando coeficiente estático, perderam a eficiência quando utilizado o coeficiente variável (*OLS* dos últimos 12 meses), *i.e.*: dividendos/preço apresentou  $R^2$  de 0,28; receita/preço apresentou  $R^2$  de 0,18 e lucro/preço apresentou  $R^2$  de 0,5. Haugen e Baker (1996) utilizam somente *payoff* variável para o teste preditivo de modelos unifatoriais.

Este fato pode ser explicado pela contribuição majoritária das variáveis para a previsão do retorno do ativo do mês seguinte. Quando o *payoff* é estimado pelo comportamento dos últimos 12 meses do mercado, há momentos em que ele oscilará do campo positivo para o negativo, invertendo a ordem de classificação dos ativos. Nestes momentos, ações com maiores valores para determinada variável, vão ser consideradas como aquelas de menor retorno pelo modelo preditivo. A perda da capacidade preditiva do modelo se evidencia nesses momentos, de forma que a variável contribuiu positivamente para o retorno, mas o modelo considerou o inverso.

Na avaliação dos retornos a partir da relação risco vs retorno dos decis (Tabela 2 na coluna Índice de Sharpe), é possível observar que os modelos com melhor performance foram, respectivamente: lucro/preço, utilizando

*payoff* estático, com  $R^2$  de 0,93; receita/preço, utilizando *payoff* estático, e apresentou  $R^2$  de 0,74; o modelo utilizando a totalidade das 16 variáveis, apresentou  $R^2$  também de 0,74; ROA, utilizando *payoff* estático, com  $R^2$  de 0,63. Pode-se observar como os modelos utilizando somente as variáveis lucro/preço e receita/preço, com coeficiente estático, obtiveram resultados iguais ou melhores do que o do modelo mais complexo de 16 variáveis. Este resultado coloca, novamente, em questão o aumento da complexidade de um modelo como sendo *proxy* para a melhora da eficiência preditiva.

Não significa, no entanto, que a multifatorialidade não foi capaz de aumentar a previsão dos retornos dos ativos em alguns casos. Pode-se observar que, para os modelos que utilizaram a *OLS* dos últimos 12 meses para a calibragem do *payoff*, a multifatorialidade parece ser um elemento relevante para a melhoria da eficiência preditiva. Utilizando como métrica o retorno acumulado dos decis para o período selecionado, o modelo com a totalidade dos 16 fatores obteve  $R^2$  de 0,73, enquanto os modelos de variáveis isoladas utilizando o *payoff* variável que tiveram melhor eficiência preditiva foram, respectivamente, lucro/preço, apresentando  $R^2$  de 0,50 e a variável valor de mercado, com  $R^2$  de 0,45.

É importante considerar que o recorte temporal tem influência na avaliação do resultado. As análises até o momento utilizaram como parâmetro de comparação o retorno acumulado para janela de 11 anos selecionada. Para ter uma estimativa de como foi o comportamento dos modelos ao longo do tempo, na Tabela 2 é possível observar o  $R^2$  médio de cada conjunto de variável. Esta mensuração se trata da média aritmética do  $R^2$  entre os retornos acumulados dos decis da data inicial até a data de referência e suas classificações pelo modelo. Os retornos são acumulados mensalmente. Esta métrica representa melhor qual a performance da eficiência preditiva do modelo ao longo do período.

Utilizando como métrica o  $R^2$  médio dos retornos mensais, o ranking dos seis melhores modelos se dispõe da seguinte forma, em ordem decrescente: a variável receita/preço utilizando *payoff* estático apresentou  $R^2$  médio de 0,61; a variável lucro/preço utilizando *payoff* estático, com  $R^2$  médio de 0,55; a variável receita/preço utilizando *payoff* variável, obtendo  $R^2$  médio de 0,50; a variável valor de mercado com *payoff* variável, apresentando  $R^2$  médio de 0,42; a variável lucro/preço com *payoff* variável, com  $R^2$  médio de 0,38 e, finalmente, o modelo multifatorial das 16 variáveis, com  $R^2$  médio de 0,37. É possível observar que, na média do período, o modelo multifatorial não apresenta tanta eficiência preditiva quanto outros modelos utilizando uma única variável. O baixo ganho marginal visto anteriormente entre complexidade e eficiência dos modelos



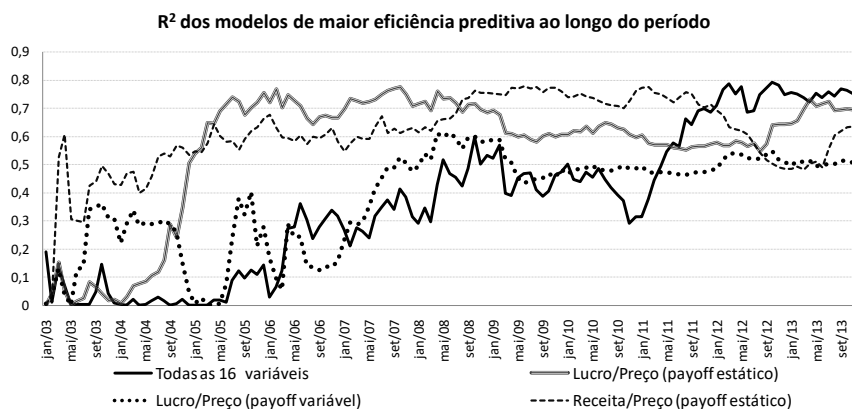
de fatores de retorno, neste caso, se apresenta de forma radical, apontando para um efeito negativo para a complexidade.

É curioso observar que para o total dos 7 modelos multifatoriais testados neste trabalho, os 3 modelos que apresentaram significância estatística acima de 95% foram aqueles que tinham em sua composição a variável lucro/preço. O modelo de Haugen e Baker, utilizando 9 variáveis obteve um resultado muito próximo do modelo utilizando as 5 variáveis da família de rentabilidade, levantando novamente a negação da correlação positiva entre eficiência e complexidade dos modelos.

Em relação aos modelos que apresentaram melhor eficiência preditiva, propõe-se evidenciar o comportamento da eficiência preditiva ao longo do tempo na Figura 2. Os modelos que apresentaram significância estatística acima de 95% para as três métricas presentes na Tabela 2 (retorno total acumulado, retorno médio e Índice de Sharpe) e  $R^2$  médio acima de 0,36 (valor arbitrado para ser considerado como ponto de corte) foram: o modelo utilizando todas as 16 variáveis; a variável lucro/preço, com o *payoff* variável e estático e a variável receita/preço, com o *payoff* estático. Para estes 4 modelos, a Figura 2 apresenta o comportamento do  $R^2$  para o retorno acumulado e a classificação dos decis ao longo de todo o período.

**Figura 2**

$R^2$  entre o retorno acumulado das carteiras desde o início do período e a classificação dos decis dos 4 modelos de maior eficiência preditiva.



É possível observar na Figura 2 que o modelo utilizando as 16 variáveis passou os primeiros dois anos com eficiência preditiva praticamente nula para, gradativamente, incrementar seu potencial

preditivo. A tendência crescente da eficiência preditiva sofre com o início da crise de 2008, chegando a perder a significância estatística depois de, aproximadamente, dois anos, para então apresentar melhora relevante da eficiência de previsão até o final do período. O modelo utilizando a variável lucro/preço com *payoff* variável apresenta grande volatilidade para a eficiência preditiva na primeira metade do período. Os 3 primeiros anos da janela temporal se mostram de grande inconsistência para o modelo, o qual apresenta melhora a partir da metade do ano de 2006, e se estabiliza para a segunda metade do período. O modelo utilizando a variável lucro/preço com *payoff* estático passa o primeiro ano sem sucesso em sua predição de retornos, para então apresentar melhora relevante, a qual se mantém significativa até o fim do período. O modelo utilizando a variável receita/preço apresenta elevada eficiência já no primeiro ano do modelo e se mantém significativa até o fim do período. Entre final do ano de 2011 e metade do ano de 2013, o  $R^2$  do modelo decresce, para incrementar a eficiência preditiva até o final do período

A partir desta análise, é possível observar que os modelos lucro/preço com *payoff* estático e receita/preço com *payoff* estático foram aqueles que tiveram comportamento da eficiência preditiva com maior consistência ao longo tempo. Este fato colocam ambas as variáveis, dentre o universo de fatores de retorno estudados neste trabalho, como as mais eficientes para determinação do retorno do mês seguinte dos ativos.

A importância da variável lucro/preço para a predição do retorno futuro dos ativos estão alinhados com os achados internacionais (BASU, 1977, DAMODARAN, 2006, GRAHAM, 2007, CAMPBELL & THOMPSON, 2008) e fortalecem os trabalhos para o Brasil de Rostagno, Soares e Soares (2006) e de Noda, Martelanc e Kayo (2016).

Além das variáveis lucro/preço e receita/preço, outras 3 variáveis se mostraram significativas para a predição dos retornos, utilizando para previsão o *payoff* estático e tendo como métrica da eficiência preditiva o retorno acumulado dos decis: *ROA*; excesso de retorno de 12 meses; lucro/preço; receita/preço e dividendos/preço.

Em relação às variáveis relacionadas à mensuração de rentabilidade, *ROA*, *ROE* e margem líquida, a primeira foi a que apresentou destaque da capacidade preditiva. Vale notar que apesar da variável *ROE* não ter apresentado significância estatística acima da linha de corte de 95%, esta ficou muito próxima, com valor de 94%. Segundo Thompson e Campbell (2008), a variável *ROE* apresenta potencial preditivo significativo na formação de carteiras de investimentos, no entanto, para o mercado

brasileiro verificou-se superioridade preditiva da variável *ROA*. A variável margem líquida, ao contrário das expectativas, visto ser uma variável importante para a escola fundamentalista (POVOA, 2012), esteve longe de apresentar eficiência na predição dos retornos. Uma possível explicação para este fato é a margem líquida ser diretamente dependente do volume nominal da receita líquida para permitir mensurar a rentabilidade aos investidores. Maiores valores de margem líquida, mas acompanhadas de baixo volume de receita, não são suficiente para rentabilizar a empresa e atrair fluxo dos investimentos para ações.

Em relação às variáveis de *momentum*, a única capaz de prever o retorno futuro do mês seguinte dos ativos com eficiência foi o excesso de retornos dos últimos 12 meses. As evidências da presente pesquisa demonstram que, no mercado brasileiro, somente uma janela específica das oscilações passadas foi capaz de determinação do retorno futuro dos ativos, ao contrário de pesquisas internacionais (HAUGEN & BAKER, 1996, JEGADEESH & TITMAN, 1993, FAMA & FRENCH, 2012). Este fato está em linha com as divergências dos resultados de pesquisas no Brasil, em que há evidências tanto de potencial de retornos anormais futuros (MENDONÇA *et al.*, 2012), quanto sobressalência de janelas de eficiência sobre ineficiência (SILVA *et al.*, 2014). Diferenças do período do retorno passado e janelas futuras de retornos excedentes explicam possíveis discrepâncias das pesquisas.

A variável dividendos/preço demonstrou elevada eficiência preditiva, evidenciando preferência dos investidores por ativos de maior distribuição de lucros, confrontando a Teoria da Irrelevância de Modigliani e Miller (1961). O presente estudo corrobora os achados de Fama e French (1988) e Ang e Bekaert (2007) para os mercados internacionais, e dos trabalhos de Novis e Saito (2003) e Moreiras *et al.* (2010) para o ambiente nacional. Em relação ao retorno acumulado do período, a variável apresentou resultado pouco inferior ao modelo de 16 fatores, demonstrando como a utilização de um critério simples para a seleção das ações pode ser eficiente para a composição de carteiras de investimentos. Os resultados trabalhos de Corso, Kassai e Lima (2012), que alegam relação inversa entre *dividend yield* e o retorno dos ativos, são bastante discordantes dos presentes resultados.

A variável patrimônio líquido/preço não apresentou capacidade preditiva relevante, contrariando seu pontecial na determinação do grau de risco do ativo segundo o modelo de 3 e 4 fatores (FAMA & FRENCH, 1993, CARHART, 1997) para o mercado brasileiro. Os resultados desta pesquisa confrontam com a ideia de eficiência do mercado brasileiro, no

entanto, exclusivamente para a variável patrimônio líquido/preço corrobora com os trabalhos de Castro e Minardi (2009) e Antunes *et al.* (2006), que alegam ausência de retornos anormais para o mercado brasileiro para esta variável.

Para a variável valor de mercado, a utilização do coeficiente angular linear dos últimos 12 meses permitiu a predição do retornos dos ativos com significância estatística, no entanto, a contribuição da variável é contraposta com os resultados não significativos da utilização do coeficiente estático para a predição dos retornos. A utilização do comportamento dos últimos 12 meses do mercado permitiu evidenciar certa eficiência preditiva da variável, mas não é possível afirmar que existe uma correlação direta ou indireta fixa ao longo do tempo entre valor de mercado e o retorno do mês seguinte dos ativos. Este resultado corrobora para a diferença dos resultados empíricos dos mercados internacionais (FAMA & FRENCH, 1992, 2012), que encontram associação negativa entre valor de mercado e retorno futuro dos ativos, e nacionais (ANTUNES *et al.*, 2006; CASTRO & MINARDI, 2009), em que não há evidência de ineficiência de precificação em relação à variável. Os resultados da presente pesquisa confrontam com os trabalhos de Medonça *et al.* (2012), em que os autores encontram que o valor de mercado possui correlação positiva com os retornos das ações no Brasil.

Na próxima etapa serão apresentadas as considerações finais sobre o trabalho.

## 5. Considerações finais

O presente trabalho verificou a capacidade preditiva da utilização de modelos de fatores de retorno, utilizando 16 diferentes variáveis. Para projeção dos retornos utilizou-se como *payoff* o coeficientes angular linear das variáveis dos últimos 12 meses para modelos com 2 ou mais variáveis. Para modelos utilizando variáveis isoladas, a projeção foi realizada tanto com o coeficiente angular linear quanto com coeficiente estático positivo, que equivale à simples classificação decrescente dos ativos a partir da exposição à variável em *t-1*. Depois de projetados os retornos, os ativos foram agrupados em decis e seus retornos na bolsa verificados. Ao total, foi testada a eficiência preditiva de 39 diferentes modelos.

Esta pesquisa remonta aos trabalhos de Haugen e Baker (1996), Haugen (2000) para os mercados desenvolvidos, e aos trabalhos de Rostagno (2003) e Rostagno, Kloeckner e Becker (2004) para o mercado

brasileiro. A presente pesquisa contribui das seguintes forma para o avanço desta temática: a) não são utilizados fatores de retorno *ad hoc*, sendo estes selecionados a partir da literatura; b) a amostra respeita a composição mensal do Ibovespa, evitando o viés de sobrevivência e utilizando somente de ações alta liquidez;; c) são utilizadas ações bancárias; d) é utilizado uma janela amostral que contempla fases alta (2003 a 2008), de crise (2008) e de instabilidade (2008 a 2013) do mercado de ações brasileiro; e) são feitos testes com 39 diferentes modelos de previsão, possibilitando a comparação da eficiência preditiva de diferentes modelos.

Os modelos que resultaram em capacidade preditiva com significância estatística acima de 95%, considerando o retorno acumulado dos decis, foram: a totalidade dos 16 fatores de retorno; a família de “barateamento”; a variável dividendos/preço (*dividend yield*) utilizando *payoff* estático; a variável lucro/preço utilizando *payoff* estático e variável; a variável receita/preço utilizando *payoff* estático; a variável *ROA* utilizando *payoff* estático; a variável excesso de retorno dos últimos 12 meses utilizando *payoff* estático; a variável valor de mercado, utilizando *payoff* variável;.

Na média do período, o modelo utilizando a totalidade das 16 variáveis apresentou elevada eficiência preditiva, no entanto, foi superado por modelos mais simples que utilizaram, isoladamente, as variáveis lucro/preço e receita/preço com *payoff* estático. Isso equivale a um simples ranqueamento das ações em *t-1* de acordo com os valores da variável. Este fato confronta com o ganho marginal da complexidade e multifatorialidade dos fatores de retorno para a previsão dos retornos dos ativos (HAUGEN & BAKER, 1996). Segundo Haugen e Baker (1996) a multiplicidade de variáveis é fator crucial para a eficiência de um modelo de fatores de retorno. A presente pesquisa observa que a conclusão dos autores pode ter tido origem na baixa capacidade preditiva dos modelos de variáveis isoladas utilizando como *payoff* a *OLS* dos últimos 12 meses. A utilização da *OLS* pode ser um instrumento de agrupamento de diversas variáveis em um único modelo de previsão, mas não parece ser eficiente quando utilizada em modelos de variáveis isoladas. Para os modelos com variáveis isoladas, o *payoff* estático apresentou previsões significativamente mais acuradas.

Os resultados apontam para possibilidade de determinação do grupo de ações de maior e menor retorno para o mês seguinte, com implicações teóricas para a HME no Brasil, visto a previsão dos retornos atestarem contra a hipótese de eficiência de mercado na sua forma fraca (FAMA, 1970; 1991), confrontando os trabalhos de Castro e Minardi (2009) e

Antunes, Lamouier e Bressan (2006). A aplicação de um critério de seleção de ativos a partir de um grupo amostral pré-definido (neste caso, o Ibovespa), capaz de elencar ativos de maior e menor retorno, confronta o teste fraco de eficiência de mercado, o qual considera que a utilização de dados com informações passadas não poderia ser premissa para a obtenção de um critério de seleção capaz de determinar, com eficiência, os ativos de maior ou menor retorno. Como evidência contrária à eficiência de correlação entre risco e retorno, os resultados deste trabalho apontam para correlação negativa ou neutra entre risco e retorno (Figura 1), corroborando os trabalhos de Haugen e Baker (1996, 2012) e Vliet, Blitz e Grient (2011).

O trabalho possui implicações teóricas para a eficiência dos fatores de retorno como vetores para a diferenciação do retorno futuro das ações no Brasil. Pouco se sabia sobre a diferença de capacidade de seleção de ativos de critérios multi e univariados. Também não haviam testes que consideravam um espaço temporal de investimentos mais amplo (11 anos) e sem incorrer no viés de sobrevivência. O trabalho também possui implicações empíricas para investidores e profissionais que se propõe obter retornos acima do Ibovespa, uma vez que os modelos são utilizados como critérios seletivos de uma base amostral pré determinada (Ibovespa). Para investidores que possuem interesse em obter retornos acima do *Benchmark* (Ibovespa), como é o caso da indústria de fundos de ações ativos, os modelos preditivos apresentados neste trabalho, e que apresentam eficiência significativa de classificação dos decis, poderiam ser um instrumento auxiliar para tomada de decisões.

É interessante complementar a análise, observando que mesmo para as variáveis ou grupo de variáveis, que apresentaram eficiência preditiva relevante neste trabalho, ao realizar uma regressão linear entre as variáveis e o retorno do mês seguinte, verifica-se  $R^2$  praticamente desprezível. Thompson e Campbell (2008) esclarecem que é a utilização sistemática de determinadas variáveis para a composição de carteiras de investimentos que permite gerar diferenças de retornos acumulados ao longo do tempo. A explicação para tal fenômeno, pode estar no fato que as variáveis relevantes para predição dos retornos não possibilitam a determinação dos retornos nominais, mas sim, a ordenação dos ativos pelas expectativas de retornos relativos, classificando aqueles que deverão ter maior ou menor retorno dentro de um grupo amostral. Desta forma, fica claro porque, ao realizar a *OLS* entre as variáveis e os retornos, os valores de  $R^2$  são desprezíveis, mas há potencial de selecionar os investimentos a partir destas variáveis. Há eficiência na ordenação dos ativos pelo retorno projetado, mas não na quantificação da diferença nominal destes retornos.

Por fim, a utilização de 16 variáveis selecionadas a partir da literatura para predição do retorno das ações pode ser considerada uma limitação. Para trabalhos posteriores, há a sugestão de compreender a utilização de outras variáveis na construção de modelos de previsão de retorno, com ênfase para a variável do fluxo de caixa (a qual necessitaria de calculá-la a partir de informações contábeis, com necessidade de ajustes de acordo com os critérios contábeis e informações das demonstrações financeiras mais antigas) e para a classificação das empresas na listagem dos segmentos de governança corporativa. Enquanto os fatores de retorno são utilizados como *proxy* para a seleção dos ativos, limitou-se a análise preditiva a variáveis não exógenas. Portanto, outra sugestão é a de usar variáveis macroeconômicas como controle para verificar a influências destas informações para o comportamento dos critérios de seleção. Outra sugestão é a de utilizar cortes seccionais que possam delimitar os períodos de mercado (alta, crise, instabilidade) e verificar sua influência para a performance dos modelos de fatores de retorno. Outra limitação foi a utilização de dois critérios para estimação do *payoff* (*OLS* e estático), os quais poderiam ser expandidos para novos métodos em trabalhos futuros. Por fim, a análise de critérios univariados contra modelos multivariados poderia ser expandidos para outros países, com o objetivo de confrontar o comportamento destes modelos nos mercados mais novos, e a princípio mais suscetíveis a ineficiências, e mercados maiores e mais maduros.

## Referências

- Ang, Andrew; & Bekaert, Geert. 2007. Stock return predictability: is it there? *Review of Financial Studies*, **20**, 651-707.
- Antunes, Gustavo. A; Lamounier, Wagner. M.; & Bressan, Aureliano. A. 2006. Análise do “efeito tamanho” nos retornos das ações de empresas listadas na bovespa. *Revista Contabilidade & Finanças*, **40**, 87-101.
- Armstrong, Christopher S.; Banerjee, Snehal; & Corona, Carlos. 2012. Factor-loading uncertainty and expected returns. *The Review of Financial Studies*. **26**, 158-207.
- Basu, Sanjoy. 1977. Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, **32**, 663-682.
- Basu, Anup K; & Forbes, Brigitte. 2014. Does fundamental indexation lead to better risk-adjusted returns? New evidence form Australian

- Securities Exchange. *Accounting and Finance*, **54**, 699-728.
- Black, Fischer; & Scholes, Myron. 1974. The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns, *Journal of Financial Economics*, **1**, 1-22.
- Campbell, John Y.; & Thompson, Samuel. B. 2008. Predicting excess stock returns out of sample: can anything beat the historical average? *The Review of Financial Studies*, **21**, 1509-1531.
- Castro, Bruno R.; & Minardi, Andrea. M. A. F. 2009. Comparação do desempenho dos fundos de ações ativos e passivos. *Revista Brasileira de Finanças*, **7**, 143-161.
- Carhart, Mark M. 1997. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, **52**, 57-82.
- Clubb, Colin; & Naffi, Mounir. 2007. The usefulness of book-to-market and ROE expectations for explaining UK stock returns. *Journal of Business Finance & Accounting*, **34**, 1-32.
- Corso, Renato M.; Kassai, José. R.; & Lima, Gerlando. A. F. S. 2012. Distribuição de dividendos e de juros sobre o capital próprio versus retorno das ações. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, **6**, 154-169.
- Costa Jr., Newton C. A.; Meurer, Roberto; & Cupertino, César M. 2007. Existe alguma relação entre retornos contábeis e retornos do mercado de ações no Brasil? *Revista Brasileira de Finanças*, **5**, 233-245.
- Damodaran, Aswath. 2006. *Filosofias de investimento: estratégias bem-sucedidas e os investidores que as fizeram funcionar*. Rio de Janeiro: Qualitymark.
- Damodaran, Aswath. 1997. *Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo*. Rio de Janeiro: Qualitymark.
- De Bondt, Werner F. M.; & Thaler, Richard. 1985. Does the stock market overreact?. *The Journal of Finance*, **40**, 793-805.
- DeMiguel, Victor; Garlappi, Lorenzo; & Uppal, Raman. 2009. Optimal versus naive diversification: how inefficient is the 1/N portfolio strategy? *The Review of Financial Studies*, **22**, 1915-1953.
- Dosamantes, Carlos A. D. 2013. The relevance of using accounting fundamentals in the Mexican stock market. *Journal of Economics Finance and Administrative Science*, **18**, 2-10.



- Fama, Eugene F. 1970. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, **25**, 383-417.
- Fama, Eugene F. 1991. Efficient capital markets II. *The Journal of Finance*, **46**, 1575-1617.
- Fama, Eugene F.; & French, Kenneth R. 1988. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, **22**, 3-25.
- Fama, Eugene F.; & French, Kenneth R. 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, **47**, 427-465.
- Fama, Eugene F.; & French, Kenneth R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, **33**, 3-56.
- Fama, Eugene F.; & French, Kenneth R. 1996. The CAPM is wanted dead or alive. *The Journal of Finance*, **51**, 1947-1958.
- Fama, Eugene F.; & French, Kenneth R. 2012. Size, value and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, **105**, 457-472.
- Fama, Eugene F.; & MacBeth, James D. 1973. Risk, return and equilibrium – empirical tests. *Journal of Political Economy*, **81**, 607-636.
- Graham, Benjamin. 2007. *O investidor inteligente: atualizado com novos comentários de Jason Zweig*. Rio de Janeiro: Nova Fronteira.
- Gujarati, Damodar N. 2000. *Econometria básica*. São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- Groot, Wilma; Pang, Juan; & Swinkels, Laurens. 2012. The cross-section of stock returns in frontier emerging markets. *Journal of Empirical Finance*, **19**, 796-818.
- Haugen, Robert A. 2000. *Os segredos da bolsa: como prever resultados e lucrar com ações*. Rio de Janeiro: Pearson Prentice Hall.
- Haugen, Robert A.; & Baker, Nardin L. 1996. Commonality in the determinants of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, **41**, 401-439.
- Haugen, Robert A.; & Baker, Nardin L. 2012. Low risk stocks outperform within all observable markets of the world. Disponível em: [www.http://ssrn.com/abstract=2055431](http://ssrn.com/abstract=2055431). Acesso em 12/05/2014.
- Hsu, Po-Hsuan; Hsu, Yu-Chin; & Kuan, Chung-Ming. 2010. Testing the predictive ability of technical analysis using a new stepwise test

- without data snooping bias. *Journal of Empirical Finance*, **17**, 417-484.
- Jaffe, Jeffrey; Keim, Donald B.; & Westerfield, Randolph. 1989. Earnings yields, market values and stock returns. *The Journal of Finance*, **44**, 135-148.
- Jegadeesh, Narasimhan; & Titman, Sheridan. 1993. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, **48**, 65-91.
- Lintner, John. 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, **47**, 13-37.
- Markowitz, Harry. 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance*, **7**, 77-91.
- Mendonça, Fernanda P.; Klotzle, Marcelo C.; Pinto, Antonio C. F.; & Montezano, Roberto M. S. 2012. A relação entre risco idiossincrático e retorno no mercado acionário brasileiro. *Revista Contabilidade & Finanças*, **23**, 246-257.
- Modigliani, Franco; & Miller, Merton H. 1961. Dividend policy, growth and the valuation of shares. *Journal of Business*, **34**, 411-433.
- Moreiras, Luiz M. F.; Tambosi Filho, Elmo; & Garcia, Fabio G. 2012. Dividendos e informação assimétrica: análise do novo mercado. *RAUSP-Revista de Administração*, **47**, 671-682.
- Noda, Rafael F.; Martelanc, Roy; & Kayo, Eduardo K. 2016. O fator de risco lucro/preço em modelos de precificação de ativos financeiros. *Revista Contabilidade & Finanças*, **27**, 67-79.
- Novis Neto, Jorge A.; & Saito, Richard. 2003. Pagamentos de dividendos e persistência de retornos anormais das ações: evidência do mercado brasileiro. *RAUSP-Revista de Administração*, **38**, 135-143.
- Pompian, Michael. 2012. *Behavioral finance and wealth management: how to build investment strategies that account for investor biases*. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
- Povoa, Alexandre. 2012. *Valuation: como precificar ações*. Rio de Janeiro: Elsevier.
- Ross, Stephen A. 1976. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, **13**, 341-360.
- Rostagno, Luciano M. 2003. APT versus modelo de fator de retorno esperado: a aplicação de duas ferramentas de previsão de retornos das

ações na Bovespa. Dissertação de mestrado, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brasil.

- Rostagno, Luciano; Kloeckner, Gilberto O.; & Becker, João L. 2004. Previsibilidade de retorno das ações na Bovespa: um teste envolvendo o modelo de fator de retorno esperado. *Revista Brasileira de Finanças*, **2**, 183-206.
- Rostagno, Luciano; Soares, Rodrigo O.; & Soares, Karina L. C. 2006. Estratégia de valor e de crescimento em ações na bovespa: uma análise de sete indicadores relacionados ao risco. *Revista Contabilidade & Finanças*, **42**, 7-21.
- Sakr, Ahmed M.; Ragheb, Mohamed A.; Ragab, Aiman A.; & Abdou, Rabab K. 2014. Return anomalies “disposition effect and momentum”: evidence from the Egyptian stock market. *International Journal of Economics and Finance*, **6**, 181-196.
- Sharpe, William F. 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, **19**, 425-442.
- Shynkevich, Andrei. 2012. Global industry portfolios and short-term predictability of returns: is it there? *Journal of Financial Markets*, **15**, 438-466.
- Silva, Wesley V.; Piccoli, Pedro G. R.; Cruz, June A. W.; & Clemente, Ademir. 2014. A eficiência do mercado de capitais brasileiros pela análise do efeito momento. *Revista Economia e Gestão*, **14**, 113-137.
- Tu, Jun; & Zhou, Guofu. 2011. Markowitz meets Talmud: a combination of sophisticated and naïve diversification strategies. *Journal of Financial Economics*, **99**, 204-215.
- Vliet, Pim V.; Blitz, David; & Grient, Bart V. D. 2011. Is the relation between volatility and expected stock returns positive, flat or negative? *Social Science Research Network*. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1881503](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1881503)>. Acesso em 09/04/2017.
- Yu, Hao; Nartea, Gilbert V.; Gan, Christopher; & Yao, Lee J. (2013). Predictive ability and profitability of simple technical trading rules: recent evidence from southeast asian stock markets. *International Review of Economics and Finance*. **25**, 356-371.