



**Matheus Duarte Valente Vieira**

**Modelo de Cinco Fatores de Risco:**

**Precificando Carteiras Setoriais no Mercado Acionário  
Brasileiro**

**Dissertação de Mestrado**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Administração de Empresas da PUC-Rio.

Orientador: Prof. Marcelo Cabús Klötzle

Rio de Janeiro  
Março de 2016



**Matheus Duarte Valente Vieira**

**Modelo de Cinco Fatores de Risco:  
Precificando Carteiras Setoriais no Mercado  
Acionário Brasileiro**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas do Departamento de Administração da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

**Prof. Marcelo Cabús Klötzle**

Orientador

Departamento de Administração – PUC-Rio

**Prof. Antonio Carlos Figueiredo Pinto**

Departamento de Administração - PUC-Rio

**Prof. Carlos Heitor d'Avila Pereira Campani**

Instituto COPPEAD de Administração - UFRJ

**Prof<sup>ª</sup>. Mônica Herz**

Vice-Decana de Pós-Graduação do CCS – PUC-Rio

Rio de Janeiro, 09 de março de 2016

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

### **Matheus Duarte Valente Vieira**

Graduou-se em Ciências Econômicas na Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) em 2013. Trabalhou na Mesa de Operações da Ágora CTVM. Foi bolsista CNPq durante o curso do mestrado na Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), pesquisando modelos de precificação de ativos.

#### Ficha Catalográfica

Vieira, Matheus Duarte Valente

Modelo de cinco fatores de risco : precificando carteiras setoriais no mercado acionário brasileiro / Matheus Duarte Valente Vieira ; orientador: Marcelo Cabús Klötzle. – 2016.

53 f. : il. color. ; 30 cm

Dissertação (mestrado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Administração, 2016.

1. Administração – Teses. 2. Modelo de precificação. 3. 5-fatores de risco. 4. Mercado de ações brasileiro. 5. Carteiras setoriais. 6. Regressões SUR. I. Klötzle, Marcelo Cabús. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Administração. III. Título.

CDD: 658

## Agradecimentos

À minha família pelo apoio constante.

Ao CNPQ pela bolsa permitindo dedicação exclusiva ao programa de mestrado.

À PUC-Rio por oferecer a estrutura e condições necessárias para o desenvolvimento deste trabalho.

Ao professor e orientador Marcelo Cabús Klötzle pelo direcionamento na escolha do tema e por prover todo o suporte necessário para realização deste trabalho.

Aos colegas do Mestrado, em especial Bruno Meireles e Felipe Moreira pela ajuda mútua na reta final da realização deste trabalho.

Ao amigo dos tempos de colégio André Falkenbach Santoro pelo treinamento na coleta de dados.

Ao futuros doutores André Leite e Vinícius Mothé Maia pelos ensinamentos e ajuda na construção deste trabalho.

À minha avó Ananília que desde minha infância enfatizou a relevância do estudo e do conhecimento para vida do homem.

## Resumo

Vieira, Matheus Duarte Valente; Klotzle, Marcelo Cabús. **Modelo de Cinco Fatores de Risco: Precificando Carteiras Setoriais no Mercado Acionário Brasileiro**. Rio de Janeiro, 2016. 53p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Com objetivo de capturar a influência do prêmio de mercado, tamanho, capitalização de mercado, lucratividade e investimento nos retornos médios do mercado de ações Fama e French (2015a) constroem um modelo com cinco fatores de risco. O presente trabalho utiliza este modelo para investigar a influência desses fatores de risco nos retornos médios semanais de carteiras setoriais, montadas a partir de empresas listadas na Bovespa, entre o período de janeiro de 2008 e dezembro de 2015. O prêmio de mercado foi o fator mais relevante do modelo de precificação, estatisticamente significativo para todos os cinco setores testados. O fator investimento foi estatisticamente significativo para três setores.

## Palavras-chave

Modelo de Precificação; 5-fatores de risco; mercado de ações brasileiro; carteiras setoriais; regressões SUR.

## Abstract

Vieira, Matheus Duarte Valente; Klotzle, Marcelo Cabús (Advisor). **Five risk factors: pricing sectors portfolios at Brazilian stock market.** Rio de Janeiro, 2016. 53p. MSc. Dissertation – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

With the purpose to capture the market premium, size, market capitalization, profitability and investment patterns in average stock returns Fama and French (2015a) build a five risk factors model. This dissertation uses this model to investigate the influence of these factors on the weekly average returns of sectors portfolios, constructed from stocks negotiated at Bovespa, between January of 2008 and December of 2015. The market premium was the most relevant factor of the pricing model, statistically significant for all the five tested sectors. The investment factor was statistically significant for three sectors.

## Keywords

Pricing Model; 5-risk factors; brazilian stock market; sector portfolios; Seemingly Unrelated Regressions.

# Sumário

1	Introdução	10
2	Revisão de Literatura	12
2.1	Seleção de Carteiras de Markowitz	12
2.2	CAPM (Capital Asset Pricing Model)	13
2.3	APT (Arbitrage Pricing Theory)	15
2.4	Fatores de Risco	16
2.4.1	Fator Tamanho	17
2.4.2	Fator B/M	18
2.4.3	Fator Momento	18
2.4.4	Fator Lucratividade	19
2.4.5	Fator Investimento (Alavancagem)	20
2.4.6	Fator Liquidez	20
2.5	O modelo de 3-fatores de Fama e French	21
2.6	O modelo de 4-fatores de Carhart	22
2.7	O modelo de 5-fatores de Fama e French	23
3	Metodologia	26
3.1	Amostra e Coleta de Dados	26
3.2	Variáveis base	28
3.3	As carteiras setoriais	31
3.4	Construção das carteiras para cálculo dos fatores de risco	33
3.5	Cálculo dos Fatores de Risco	34
4	Resultados	36
4.1	Análise Estatística	37
4.2	Regressões	42
5	Conclusões	47
5.1	Limitações do estudo e sugestões para pesquisas futuras	48
6	Referências Bibliográficas	49

## Lista de figuras

Figura 1: Séries dos retornos semanais dos fatores de risco: jan-2008 a dez-2015 .....	38
Figura 2: Séries dos retornos semanais das carteiras setoriais: jan-2008 a dez-2015 .....	41

## Lista de tabelas

Tabela 1: Correlação de Pearson entre as Carteiras Setoriais .....	32
Tabela 2: Correlação de Pearson entre os fatores de risco .....	35
Tabela 3: Teste de Estacionariedade .....	37
Tabela 4: Estatística Descritiva dos Fatores de Risco .....	39
Tabela 5: Teste de Estacionariedade .....	39
Tabela 6: Estatística Descritiva dos Prêmios das Carteiras Setoriais .....	41
Tabela 7: Regressão OLS Materiais Básicos .....	43
Tabela 8: Regressão OLS Consumo Cíclico .....	44
Tabela 9: Regressão OLS Consumo Não Cíclico .....	44
Tabela 10: Regressão OLS Industrial .....	44
Tabela 11: Regressão OLS Utilidade Pública .....	44
Tabela 12: Regressão SUR Materiais Básicos.....	45
Tabela 13: Regressão SUR Consumo Cíclico.....	45
Tabela 14: Regressão SUR Consumo Não Cíclico .....	45
Tabela 15: Regressão SUR Industrial .....	45
Tabela 16: Regressão SUR Utilidade Pública .....	46

# 1 Introdução

“Wall Street: o dinheiro nunca dorme”. O jargão não é apenas nome de filme, mas sim reflexo das constantes oscilações pelas quais passam diariamente os preços do mercado de ações. Com intuito de entender os fatores que dão origem aos retornos, investidores e acadêmicos buscam entender a décadas os elementos chave que movimentam o mercado acionário.

As análises técnica e fundamentalista são as ferramentas utilizadas no dia-a-dia por *traders*, gestoras de ativos, fundos institucionais, agentes que estão na linha de frente das negociações, na tentativa de interpretar as oscilações e bater o mercado.

Por outro lado, os acadêmicos se esforçam em entender os fatores que explicam o retorno das ações. Busca-se dessa forma, a formulação de um modelo de precificação, capaz de refletir os fatores chaves que explicam o retorno do mercado com maior precisão possível.

Na literatura, após o CAPM o modelo mais difundido foi o multifatorial de Fama e French (1993) que elege os fatores de risco como elementos do modelo de precificação. Os fatores de risco podem ser definidos como exposições ao risco refletidas nos retornos de determinada classe de ativos.

Seu cálculo é realizado através da diferença de retornos entre carteiras de ativos, segmentadas e ordenadas a partir de variáveis como: tamanho (valor de mercado), *book to market* (B/M - relação entre o valor patrimonial e o valor de mercado), retornos passados (momento), lucratividade, alavancagem, liquidez; a ordenação a partir dessas variáveis busca captar a influência delas nos retornos da classe de ativos testada. A seção 2.4 apresenta os principais estudos que investigam estes fatores de risco, a seção 3.4, por sua vez, mostra como o cálculo dos fatores de risco é realizado.

O objetivo do trabalho é realizar um estudo no mercado de ações brasileiro a partir de uma amostra composta por empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BMF&Bovespa), testando a capacidade de precificação

setorial dos fatores de risco presentes no recente modelo de 5-fatores, proposto por Fama e French (2015a).

É importante enfatizar que a ideia do presente estudo não é replicar o modelo original de 5-fatores de Fama e French (2015a), mas sim utilizar os cinco fatores de risco propostos pelos autores na composição de um modelo de apreçamento, através de uma metodologia adaptada as condições do mercado de capitais brasileiro.

A partir da seleção da amostra e cálculo dos fatores de risco obteve-se os modelos de precificação a serem aplicados para carteiras setoriais montadas ano a ano. A ideia é mostrar a capacidade do modelo de precificar os retornos semanais médios dos principais setores de atuação das empresas listadas na Bovespa (materiais básicos, consumo cíclico, consumo não cíclico, industrial e utilidade pública).

## 2 Revisão de Literatura

### 2.1 Seleção de Carteiras de Markowitz

A teoria de seleção de carteiras de Markowitz (1952) foi o passo inicial para o desenvolvimento de diversos modelos de precificação de ativos, que buscam determinar o retorno esperado de ativos. A hipótese central é a de que investidores tomam suas decisões lastreadas em dois parâmetros, ambos presentes nas distribuições de probabilidade dos ativos: a média e a variância. Estas métricas remetem a clássica relação risco-retorno, sempre inerente ao processo de escolha de um investimento. Por essa razão o arcabouço de Markowitz também é conhecido na literatura como modelo de média-variância.

Levando em conta as premissas dessa teoria, para compor uma carteira de investimento ótima o agente econômico deveria alocar seus recursos no portfólio que apresentasse menor variância dentre um conjunto infinito de carteiras que trazem determinado retorno esperado (CALDEIRA *et al.*, 2013).

Nesse contexto, o retorno de uma carteira de investimentos pode ser mensurado através dos retornos esperados individuais dos ativos que a compõe ponderados pelos seus respectivos pesos na carteira (Investment Science p.166)

$$E(R_c) = \omega_1.E(r_1) + \omega_2.E(r_2) + \dots + \omega_n.E(r_n) \quad (1)$$

Onde  $E(R_c)$  é o retorno esperado da carteira  $c$ ,  $\omega_n$  o peso do ativo  $n$  na carteira  $c$ , e  $E(r_n)$  o retorno esperado do ativo  $n$ . Já a variância da carteira pode ser obtida a partir das variâncias individuais dos ativos.

$$\begin{aligned} \sigma_c^2 &= E[(r_i - \bar{r})^2] = E \left[ \left( \sum_{i=1}^u \omega_i \cdot r_i - \sum_{i=1}^u \omega_i \cdot \bar{r}_i \right)^2 \right] = E \left[ \left( \sum_{i=1}^u \omega_i (r_i - \bar{r}_i) - \left( \sum_{j=1}^u \omega_j (r_j - \bar{r}_j) \right) \right) \right] \\ &= E \left[ \sum_{i,j=1}^u \omega_i \cdot \omega_j \cdot (r_i - \bar{r}_i) \cdot (r_j - \bar{r}_j) \right] = \sum_{i,j=1}^u \omega_i \cdot \omega_j \cdot \sigma_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

Onde  $\sigma_c^2$  é a variância da carteira c,  $\omega_i$  e  $\omega_j$  os pesos dos ativos ( $\omega_i + \omega_j = 1$ ),  $\sigma_{ij}$  é a covariância entre os ativos i e j. A correlação entre os dois ativos pode ser representada por:

$$\rho_{i,j} = \frac{\sigma_{i,j}}{\sigma_i \sigma_j}, -1 \leq \rho \leq 1 \quad (3)$$

Onde  $\rho_{i,j}$  é a correlação entre i e j,  $\sigma_i$  o desvio padrão de i,  $\sigma_j$  o desvio padrão de j. Substituindo 2 em 1, temos que a variância da carteira pode ser representada por:

$$\sigma_c^2 = \sum_{i,j=1}^n \omega_i \cdot \omega_j \cdot \rho_{i,j} \cdot \sigma_i \cdot \sigma_j \quad (4)$$

A diversificação é um princípio básico dessa teoria. É considerada capaz de mitigar o risco não sistemático (das próprias empresas), sempre que os ativos não possuam correlação perfeita entre si (diferente de  $\rho=1$ ).

O risco sistemático (do mercado), por sua vez, não pode ser eliminado, mas pode ser otimizado através da carteira de mínima variância, que gera para o investidor o menor patamar de risco.

## 2.2 CAPM (Capital Asset Pricing Model)

A teoria de carteiras foi a base para os trabalhos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) que formulam o modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). A versão Sharpe-Lintner é a mais difundida na literatura, estabelecendo que o retorno esperado do ativo  $E(R_i)$  equivale à soma da taxa livre de risco,  $R_f$ , com o prêmio de risco do ativo,  $\beta_{im}[E(R_m) - R_f]$ .  $E(R_m)$  é o retorno esperado da carteira de mercado (risco sistemático).

$$E(R_i) = R_f + \beta_{im}[E(R_m) - R_f], i = 1, \dots, n \quad (5)$$

O parâmetro  $\beta_{im}$  do CAPM é o cerne do modelo e busca captar a sensibilidade do ativo a oscilações da carteira de mercado, sendo calculado através do quociente entre a covariância ativo-mercado e a variância do retorno do mercado.

$$\beta_{im} = \frac{\text{cov}(R_i, R_m)}{\text{var}(R_m)} = \frac{\rho(R_i, R_m) \cdot \sigma(R_m) \cdot \sigma(R_i)}{\sigma^2(R_m)} = \rho(R_i, R_m) \frac{\sigma(R_i)}{\sigma(R_m)} \quad (6)$$

Portanto, na medida em que o risco sistemático não pode ser mitigado, investidores teoricamente seriam compensados por maiores retornos ao carregarem carteiras com maior risco embutido, por sua vez, captado pela sensibilidade do beta de mercado.

Outra conhecida versão é a de Black (1972) conhecida como Zero Beta CAPM. A diferença em relação a vertente anterior é a substituição da taxa livre de risco pelo retorno de uma carteira Z, sem nenhuma correlação com a carteira de mercado.

$$E(R_i) = E(R_Z) + \beta_{im}[E(R_m) - E(R_Z)], \quad i = 1, \dots, n \quad (7)$$

O resultado do modelo Zero Beta é interessante, fortalecendo o CAPM na medida em que mostra que a carteira de mercado eficiente, em termos de média-variância, pode ser alcançada não só a partir de empréstimos à taxa livre de risco (premissa do CAPM Sharpe-Lintner), como também pela venda à descoberto de ativos que carregam risco. (FAMA; FRENCH, 2004)

O CAPM, nas suas variadas versões, é construído sobre a chamada hipótese de mercado eficiente, abarcando como premissas: a eliminação do risco diversificável (via construção de um portfólio com mínima variância), inexistência de custos de transação, informações simétricas, investidores racionais e avessos ao risco, equilíbrio dos mercados, entre outras.

Apesar da incapacidade das premissas de refletir as condições naturais do mercado, o CAPM serviu (e ainda serve) como um modelo teórico analítico base para a construção de modelos mais complexos.

Ao longo da década de 70 o CAPM foi validado por trabalhos como os de Black *et al.* (1973), Blume e Friend (1973), Fama e Macbeth (1973) que além de produzirem resultados consistentes com as premissas do CAPM, investigam o modelo a partir de novos aspectos estatísticos e metodológicos<sup>1</sup>, fortalecendo-o como modelo de precificação dominante até então (COSTA JR; DAS NEVES, 2000).

---

<sup>1</sup> Um aspecto relevante é a introdução do método das carteiras em detrimento de testes com ativos isolados. Os primeiros testes empíricos do CAPM usam séries temporais para analisar a relação beta-retorno médio. Fama e Macbeth (1973) inovam ao formularem um método de duas etapas, que conjuga séries temporais com regressões em corte transversal.

O CAPM postula que o retorno de uma ação pode ser explicado unicamente pelo parâmetro beta. No entanto, a partir da década de 80, surgem na literatura evidências empíricas contrárias a capacidade explicativa do beta de mercado, como os trabalhos de Reinganum (1981), Stambaugh (1982), Breeden et al (1989), Fama e French (1992). Tais estudos mostram que a relação beta-retorno é menos acentuada (ou mais horizontalizada) do que prevê o modelo Sharpe-Lintner.

Relevante ressaltar a crítica de Roll (1977) acerca da impossibilidade de teste do modelo CAPM na medida em que a verdadeira carteira de mercado, com a totalidade dos ativos negociáveis presentes na economia, não é passível de replicação.

### 2.3 APT (Arbitrage Pricing Theory)

Ross (1976) estende a abordagem de fator único do CAPM, estabelecendo um novo marco no campo da precificação, através da criação da *Arbitrage Pricing Theory*, também conhecida como modelo multifatorial.

A principal premissa dessa teoria é a impossibilidade de operações de arbitragem. A hipótese de relação linear entre os retornos dos ativos é uma característica em comum, em relação ao CAPM.

Um dos principais méritos do modelo APT é deixar fora de suas premissas a discussão relativa a construção e tratamento da carteira de mercado. Ao fazê-lo abre espaço para um grande avanço: quais seriam os fatores que afetam os retornos esperados de uma carteira de ativos? Esse problema de pesquisa, gerado a partir dessa teoria, abre diversos caminhos para literatura de finanças. (SCHOR *et al*, 1998)

Segundo o APT proposto por Ross (1976), o retorno de uma ação pode ser calculado através de um modelo com k-fatores:

$$r_i = \alpha_i + \beta_{i1} \cdot F_1 + \beta_{i2} \cdot F_2 + \dots + \beta_{ik} \cdot F_k + e_i \quad (8)$$

Onde  $r_i$  é o retorno esperado do ativo,  $\alpha_i$  o retorno do ativo i quando todos os fatores de risco forem iguais a zero (ou seja, a taxa livre de risco),  $\beta_{ik}$  a sensibilidade da variação retorno do ativo i a determinado fator de risco k, e  $e_i$  um

termo de erro aleatório atrelado à componentes do risco específico das empresas (erro que atinge variância mínima através do processo de diversificação das carteiras).

A partir do arcabouço teórico de Ross (1976) diversos estudos empíricos são realizados, seguindo caminhos distintos em termos de modelagem na construção dos fatores e dos tipos de fatores a serem analisados.

Connor (1995) separa os modelos de fatores em três tipos. Os modelos baseados em fatores macroeconômicos que utilizam séries temporais de variáveis macroeconômicas para medir o impacto delas nos retornos de classes de ativos. Os modelos estatísticos que obtêm seus fatores a partir de estimações por máxima verossimilhança e análise de componentes principais em dados em painel. Os modelos de fatores fundamentalistas que calculam os fatores de risco a partir de carteiras segmentadas por atributos e índices financeiros inerentes à análise fundamentalista.

Sob a ótica da composição do APT através variáveis macroeconômicas, o artigo de Chen, Roll e Ross (1986) insere no modelo de precificação de ações a inflação, taxas de juros, produção industrial e nível de consumo. Uma tentativa de captar as influências do cenário econômico no preço dos ativos. Para isso, utilizam a metodologia de Fama e Macbeth (1973) para estimar o impacto de indicadores macroeconômicos, defasados de 5 anos, nos retornos das carteiras montadas. Os parâmetros obtidos na regressão são usados, numa segunda etapa, como variáveis explicativas através de dados em painel.

A grande vantagem do APT é sua flexibilidade, refletida na capacidade de incluir no modelo diferentes fatores de risco. Essa característica permite ao modelo refletir as diversas origens do risco, e seus respectivos reflexos nos retornos. Consequência disso, por outro lado, é que os fatores embutidos em um único modelo podem apresentar altas correlações entre si, gerando problemas de multicolinearidade e endogeneidade entre as variáveis.

## **2.4**

### **Fatores de Risco**

Jorion (2007) define fatores de risco como um subconjunto das variáveis de mercado capaz de refletir os riscos de um ativo ou carteira de ativos. Já Fama e

French (1996) definem fatores de risco a partir de um conceito residual, como anomalias constatadas empiricamente, não refletidas no beta de mercado do modelo CAPM.

Nesse contexto, surge no campo da gestão de carteiras, uma abordagem metodológica que passa a direcionar seu foco para captação de prêmios resultantes da exposição a fatores de risco sistêmicos (ELTON *et al.*, 2013, p.406)

O marco desse novo enfoque foi o trabalho de Fama e French (1992) que constroem um modelo de precificação a partir de reduzido número de variáveis, com intuito de contornar as impropriedades inerentes a multifatorialidade do APT . O trabalho consistiu no teste das variáveis tamanho, índice *book to market* (B/M), alavancagem, índice *price to earnings* (P/E). Ao testarem essas variáveis isoladas e conjuntamente, verificam que o tamanho e o B/M são as variáveis com maior poder explicativo para os retornos. A partir dessa constatação, realizam uma extensão do CAPM, construindo o conhecido modelo de 3-fatores.

Dando continuidade ao estudo de Fama e French (1992), Carhart (1997) e Fama e French (2015a) constroem modelos de fatores que investigam novos parâmetros de risco. Esses três trabalhos, além da descrição dos principais fatores de risco explorados na literatura relacionada ao campo da precificação serão detalhados na sequência deste referencial teórico.

#### **2.4.1 Fator Tamanho**

O fator tamanho foi estudado primeiramente por Banz (1981) e Reinganum (1981) que identificam excesso de retorno em ações de pequeno porte no mercado norte-americano. Banz (1981) monta, a cada ano, cinco carteiras ordenadas pelo beta de mercado, abrindo cada uma dessas carteiras em outras cinco carteiras, estas ordenadas pela capitalização de mercado, formando 25 *portfolios*. Reinganum (1981), por sua vez, com intuito inicial de investigar se ações com distintos betas obtinham retornos distintos através da medida E/P, acaba por obter evidências relacionadas à anomalia do fator tamanho, não captado pelo beta de mercado.

A existência de um prêmio sobre o tamanho foi confirmada em estudos posteriores por Blume e Stambaugh (1983), Lakonishok e Shapiro (1986) para

dados norte-americanos, Brown et al (1983) reforçaram os achados para o mercado americano ao encontrar resultados similares para o mercado australiano.

### **2.4.2 Fator B/M**

O fator B/M foi abordado, primeiramente, no estudo de Statman (1980), que encontra uma relação direta entre o índice B/M e os retornos de ações - não capturados pelo coeficiente beta. Essa relação é confirmada, posteriormente, pelos trabalhos de Rosemberg, Reid e Lanstein (1985), DeBondt e Thaler (1987), Keim (1988), Chan *et al.* (1991), Fama e French (1992, 1993 e 1996), Capaul et al (1993) e Davis (1994).

Constata-se assim evidências empíricas que confirmam a presença de um prêmio de risco para papéis com elevado índice B/M, fenômeno que ficou conhecido na literatura como efeito valor.

Uma reflexão interessante acerca dessa relação é que a persistência de excesso de retornos de empresas com elevado B/M pode ter duas explicações, ou é uma fonte reveladora da ineficiência do mercado ou um demonstrativo de que a métrica é uma *proxy* relevante para o risco da ação (DAMODARAN, 2012, p.746).

### **2.4.3 Fator Momento**

De Bondt e Thaler (1985,1987) despertam a atenção para o momento de uma ação, baseado na hipótese de que os agentes reagem em excesso a novas informações, sugerindo que a adoção de uma estratégia contrária seria uma forma eficiente de “bater” o mercado. Essa estratégia foi pautada na observação de que ações com intensos retornos negativos recentes (perdedoras) tendem a reverter essa sequência, obtendo performance superior as vencedoras no período subsequente, fenômeno que ocorre principalmente nos meses de janeiro. A estratégia contrária seria então refletida numa operação de long-short, comprada em perdedoras e vendida em vencedoras.

Jagandesh e Titman (1993), por sua vez, obtêm evidencia contrária a de De Bondt e Thaler (1985,1987). Os autores percebem que papéis com alto

desempenho recente - entre os últimos 3 e 12 meses - continuam a ter uma performance média positiva nos 12 meses subsequentes (vencedores), o oposto ocorrendo para as ações com baixo desempenho recente (perdedores). Baseado nessa observação, montam estratégia oposta a de De Bondt e Thaler (1985,1987) para testar estatisticamente o efeito momento. Estabelecem, portanto, uma posição comprada em vencedores e vendida em perdedores. O excesso de retorno, decorrente do *spread* entre as posições, obtido nos 12 meses subsequentes à montagem da estratégia confirma um prêmio pelo momento vivenciado pela empresa. A partir dessa evidência Carhart (1997) constrói um modelo de 4-fatores, detalhado na seção 2.4.8.

#### 2.4.4 Fator Lucratividade

Basu (1977) realiza um estudo com ações ordinárias no mercado norte-americano, separando-as em cinco carteiras ordenadas com base no índice E/P. Os resultados, obtidos a partir dos índices de Sharpe (1966), Treynor (1965) e Jensen (1969), mostram uma relação direta entre retorno médio e o índice E/P, corroborando o lucro como uma anomalia não precificada pelo CAPM. Jaffe *et al.* (1989) também documentam a relação direta entre E/P e retorno médio.

Chan *et al.* (1991) investigam o mercado de ações japonês e confirmam que o *cash flow yield*<sup>2</sup> é uma medida estatisticamente significativa, logo após o índice B/M, medida mais relevante do estudo.

Fairfiel, Whisenant e Yohn (2003) também encontram retornos médios positivamente correlacionados com lucratividade. Fama e French (2006) encontram evidências de que o B/M é uma *proxy* relevante para previsão da lucratividade. Empresas com alto B/M, assim como empresas que não distribuem dividendos, tendem a apresentar menor lucratividade.

Novy-Marx (2013) investiga a influência da lucratividade, medida através do índice LB/A (lucro bruto sobre ativo), e encontra um resultado

---

<sup>2</sup> Também denominado *cash flow to market ratio*. É o fluxo de caixa livre sobre o valor de mercado, por sua vez, dividido pelo número de ações. Representado de outra forma, é o lucro ajustado por ação sobre o preço por ação. O lucro ajustado é obtido a partir da linha final do demonstrativo de resultado, o lucro líquido. Soma-se ao lucro líquido todas despesas que não saíram do caixa (despesa de depreciação, prejuízo na venda de imobilizado, resultado negativo com equivalência patrimonial) e subtrai-se todas as receitas que não entraram no caixa (lucro na venda de imobilizado, resultado positivo com equivalência patrimonial).

interessante. A métrica possui o mesmo poder explicativo do B/M na previsão de retornos médios em cortes transversais.<sup>3</sup>

#### **2.4.5 Fator Investimento (Alavancagem)**

Schwartz (1959) destaca a relevância da alavancagem do balanço patrimonial ao defini-la como uma medida relevante, que reflete as origens de recursos de uma companhia, em relação aos quais os gestores possuem discricionariedade para decisões relativas a estrutura de capital adotada.

Titman, Wei e Xie (2004) encontram uma relação inversa entre retorno médio e o investimento. Confirmando essa evidência, e fazendo uma ponte com o tamanho e lucratividade, Fama e French (2006) constatam que empresas menores e mais lucrativas tendem a expandir seus ativos de forma mais acelerada. O inverso ocorre (expansão lenta de ativos) em organizações com alto B/M e elevado *dividend yield*.

Sivaprasad e Muradoglu (2010) investigam a alavancagem através de uma extensão do modelo de 4-fatores de Carhart (1997), incluindo-a como quinto elemento do modelo de precificação. O resultado obtido mostra a superioridade do modelo de 5-fatores na explicação dos retornos no mercado acionário inglês.

#### **2.4.6 Fator Liquidez**

Liu (2006) define o conceito de liquidez como a capacidade de um ativo de ser negociado em larga escala, de forma rápida, com baixo custo e reduzido impacto sobre sua variação de preços. Esse conceito revela a liquidez como uma medida multidimensional.

Amihud e Mendelson (1986) são os primeiros a testarem empiricamente a liquidez como fator de risco. Segundo os autores, ativos menos líquidos deveriam oferecer prêmio de risco adicional aos investidores como compensação

---

<sup>3</sup> A justificativa teórica para o uso do Lucro Bruto como *proxy* da lucratividade é a de que esta é uma medida contábil mais limpa, que reflete com maior capacidade a lucratividade econômica de uma firma. À medida que se desce no demonstrativo de resultado, mais fatores passam a influenciar o lucro (despesas financeiras, operacionais). Assim o lucro bruto reflete a capacidade da empresa de gerar retorno ao acionista podendo, a partir dessa lógica, capturar com destreza os retornos médios desses ativos.

pelo déficit de liquidez. Em seu estudo analisam a diferença entre as ofertas de compra e venda (*bid ask spread*) como tentativa de capturar a liquidez, confirmando o prêmio de liquidez (o retorno de mercado tem uma função crescente e concava em relação ao *spread*).

Bekaert et al (2007) realiza um estudo em 18 mercados de ações emergentes e corrobora a precificação da liquidez nesses mercados. Chan e Faff (2005) direcionam-se para o mercado australiano e encontra também evidência da liquidez como fator de precificação. Liu (2006) cria uma nova medida<sup>4</sup>, que busca captar diversas dimensões da liquidez, montando um modelo de 2-fatores (mercado e liquidez).

Lam e Tam (2011) obtiveram resultados que colocam a liquidez como relevante fator na precificação de retornos em Hong Kong, trabalhando com um modelo de 4 fatores – excesso de retorno de mercado, tamanho, índice B/M e liquidez – que se mostra o melhor modelo de precificação para o mercado estudado – o fator momento não foi relevante.

Os estudos existentes, de maneira geral, encontram uma relação positiva entre retorno e iliquidez em mercados emergentes. (LAM; TAM, 2011)

## 2.5 O modelo de 3-fatores de Fama e French

Na busca por um modelo de precificação com maior alcance e capacidade para explicar o retorno de papéis listados na NYSE, AMEX e NASDAQ, Fama e French (1992) elaboram um modelo com 3-fatores: risco de mercado, tamanho e índice B/M.

A amostra é composta por ações das três Bolsas de Valores entre 1963 e 1991. Para calcular os fatores do modelo, Fama e French (1992) construíram portfólios para replicar o fator tamanho (*Small minus Big* - SMB), definido pela capitalização de mercado das empresas, e o fator *book to market* (*High minus Low* - HML). O excesso de retorno do mercado,  $R_{m,t} - R_{r,t}$ , presente no modelo de único fator, também comporá o modelo:

---

<sup>4</sup> Liu( 2006) define essa medida *turnover* ajustado padronizado, medida que capta diversas dimensões da liquidez como: velocidade de negociação, quantidade de negócios, custo de transação, mas com ênfase na velocidade.

$$R_{i,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{m,t} - R_{lr,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + e_{it} \quad (9)$$

Onde  $R_{i,t}$  é o retorno da carteira  $i$  no mês  $t$ ;  $R_{lr,t}$  retorno do ativo com taxa livre de risco no mês  $t$ ;  $R_{m,t}$  o retorno da carteira de mercado no mês  $t$ ;  $SMB_t$  o prêmio pelo fator tamanho no mês  $t$ ;  $HML$  o prêmio pelo fator B/M no mês  $t$ ;  $e_{it}$  o termo de erro do modelo.

Os autores encontram evidencia de prêmios positivos para os três fatores de risco; a regressão das carteiras do modelo apresenta intercepto estatisticamente igual a zero, o que valida os fatores de risco como *proxies* para o modelo de precificação. O modelo conseguiu neutralizar problemas de multicolinearidade entre os fatores; além de mostrar capacidade explicativa superior ao CAPM para os retornos de ações no mercado financeiro americano.

Outro resultado interessante, o B/M possui maior poder explicativo para os retornos médios que o efeito tamanho. Dividindo a amostra em 12 carteiras, tendo como base o B/M, empresas com menor B/M obtiveram retorno médio de 0,3% enquanto as com o maior índice alcançaram 1,83% de retorno no período analisado. A explicação desse fenômeno se pauta no fato de ações com elevado B/M serem consideradas mais arriscadas que aquelas com B/M reduzido. O maior retorno obtido seria então, segundo Fama e French (1992), uma maneira de compensar o maior risco carregado pelos papéis com alto B/M.

Davis *et al.* (2000) investigam o impacto do tamanho e do índice B/M nos retornos médios do mercado norte-americano entre 1929-1997. Chegam ao resultado de que o modelo de 3-fatores é limitado para explicar os retornos do período.

Daniel *et al.* (2001) encontram evidência distinta ao aplicá-lo no mercado de ações japonês, afirmando que o modelo de 3-fatores alcança melhor capacidade explicativa que o CAPM.

## 2.6

### O modelo de 4-fatores de Carhart

O modelo de quatro fatores desenvolvido por Carhart (1997) tem origem na estratégia de momento de Jagadeesh e Titman (1993). Tal estratégia surge a partir da constatação da existência de retornos anormais positivos para uma

estratégia calcada na seleção de papéis tendo como parâmetro a performance passada. A estratégia estabelece uma posição vendida (*short*) para papéis com baixo desempenho recente e comprada (*long*) naqueles que vêm de um recente *rally* de alta ou acúmulo de ganhos nos últimos 12 meses.

Os resultados de Jagandesh e Titman (1993) são confirmados por Fama e French (1996) e Jagandesh e Titman (2001) para os EUA. Rouwenhorst (1998) e Rouwenhorst (1999) afirma uma vez mais a relevância do fator momento para Europa e mercados emergentes, respectivamente.

Tendo em vista, a evidência empírica obtida em favor da relevância do fator momento, Carhart (1997) incorpora tal fator de risco ao modelo de precificação, criando um modelo de 4-fatores:

$$R_{i,t} - R_{r,t} = a_i + b_i(R_{m,t} - R_{r,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + w_i(WML_t) + e_{i,t} \quad (10)$$

Onde  $R_{i,t}$  é o retorno da carteira  $i$  no mês  $t$ ,  $R_{m,t}$ : retorno da carteira de mercado no mês  $t$ ,  $R_{r,t}$ : retorno do ativo livre de risco no mês  $t$ ,  $SMB_t$ : *Small Minus Big* ou prêmio pelo fator tamanho,  $HML_t$ : *High Minus Low* ou prêmio pelo fator B/M,  $WML_t$ : *Winners Minus Losers* ou prêmio relacionado ao fator momento,  $e_{i,t}$ : resíduo do modelo relacionado à carteira  $i$  no mês  $t$ .

O modelo de 4-fatores de Carhart (1997) obteve desempenho superior ao CAPM e ao modelo de 3-fatores na precificação dos retornos de fundos mútuos no mercado norte-americano.

O resultado se repete no Brasil, Santos *et al.* (2012) validam o modelo de 4-fatores e confirmam sua superioridade em relação ao CAPM e ao modelo de 3-fatores para os retornos do mercado de ações brasileiro. Boamah (2015) também valida o modelo de 4-fatores, para o mercado acionário sul-africano.

## 2.7

### O modelo de 5-fatores de Fama e French

Fama e French (2006) derivam a partir do modelo de dividendo descontado a influência do B/M na captação dos retornos. A principal premissa

desse modelo é que o valor presente de determinada ação é calculado a partir dos dividendos esperados em exercícios financeiros futuros.

$M_t$  é o somatório dos dividendos descontados por  $i$ , a taxa interna de retorno (TIR) dos dividendos esperados, fornecendo o preço da ação no período  $t$ . Através de uma derivação contábil, chegam ao valor da ação como: o retorno por ação,  $RPA$ <sup>5</sup>, menos a variação do valor contábil do patrimônio líquido por ação,  $\Delta B_t$ .

$$M_t = \sum \frac{E(RPA_{t+1} - \Delta B_{t+1})}{(1+i)^t} \quad (11)$$

$$\Delta B_t = B_t - B_{t-1} \quad (12)$$

Dividindo o valor presente dos dividendos (que em tese deve corresponder ao preço de mercado da ação,  $M_t$ ) pelo valor da conta patrimônio líquido temos o inverso da métrica B/M:

$$\frac{M_t}{B_t} = \frac{\sum \frac{E(RPA_{t+1} - \Delta B_{t+1})}{(1+i)^t}}{B_t} \quad (13)$$

A derivação a partir desse fluxo de caixa permite as seguintes inferências: *ceteris paribus* um valor menor de  $M_t$  (B/M mais elevado) implica maior retorno esperado; mantendo fixos  $B_t$ ,  $M_t$  e o lucro esperado, o aumento no crescimento do balanço patrimonial (investimento, expansão de ativos) gera menores retornos esperados.

A importância desse modelo de avaliação é a de fornecer fatores que, incluídos no modelo de precificação, possam captar com eficiência os retornos esperados. Nesse contexto, motivados pelos trabalhos de Novy-Marx (2012) e Aharoni, Grudy e Zeng (2013) que encontram evidências favoráveis para a relação retornos médios e lucratividade, e para relação retornos médios e investimento, respectivamente, Fama e French (2015a) adicionam dois novos parâmetros ao modelo original de três fatores:

---

<sup>5</sup> Obtido pelo acionista na última linha da DRE, após distribuição das participações (de debenturistas, empregados, administradores e partes beneficiárias), é o lucro líquido dividido pelo número de ações.

$$R_{i,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it} \quad (14)$$

O fator *RMW* é calculado a partir da lucratividade operacional aferida pela companhia. O índice financeiro que possibilita esse cálculo é a relação lucro operacional/PL. Logo, o fator mede a diferença de retorno obtida por ações com desempenho operacional robusto e fraco.

Já o fator de risco *CMA* é calculado tendo como parâmetro a variação dos ativos totais de um ano para o outro. A ideia do fator é medir a diferença de retorno entre empresas que expandiram com mais intensidade seus ativos totais (arrojadas) e empresas que tiveram expansão mais moderada do ativo ou que, até mesmo, tiveram uma contração na sua posição de ativos (conservadoras).

Em trabalho posterior Fama e French (2015b) testam a robustez deste modelo de 5-fatores a partir de anomalias, sugeridas pela literatura – beta de mercado, recompras de ações, volatilidade, *accruals*<sup>6</sup> e momento. Os resultados mostram que retornos de firmas lucrativas e investimento conservador (*CMA* e *RMW* positivos) captam altos retornos médios associados à baixo beta de mercado, recompra de ações e baixa volatilidade.

Testando o modelo de 5-fatores em mercados de capitais internacionais, Fama e French (2015c) confirmam a existência de uma relação positiva do B/M e da lucratividade, e negativa do investimento, com os retornos médios dos mercados de ações da América do Norte, Europa e Pacífico da Ásia. O modelo também é testado para o mercado japonês fornecendo evidência favorável para o poder explicativo do B/M, o que não ocorre com os fatores lucratividade e investimento.

---

<sup>6</sup> *Accruals* são receitas e despesas que não envolvem entrada ou saída direta de caixa, contabilizados através do regime de competência, no qual o registro contábil é pautado na ocorrência do fato gerador do evento.

### 3 Metodologia

A presente pesquisa procura investigar se o modelo adaptado de 5-fatores é capaz de precificar com acurácia as variações dos retornos de carteiras setoriais. O objetivo é aferir o poder explicativo dos fatores de risco (variáveis independentes) em relação ao excesso de retorno das carteiras setoriais (variável dependente).

$$R_{i,t} - R_{r,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it} \quad (15)$$

O método adotado para construção das carteiras (usadas no cálculo dos fatores de risco) é o modelo 2x2x2x2, uma das três construções adotadas por Fama e French (2015). Este método produz 8 carteiras, segmentadas pela mediana das métricas dos quatro fatores de risco (*SMB*, *HLM*, *RMW*, *CMA*).

Algumas diferenças em relação ao método de Fama e French (2015) devem ser destacadas. Primeiramente os autores constroem suas carterias a partir de retornos mensais *value wheighted*, neste trabalho são usados retornos semanais *equally wheighted*. As métricas dos fatores de risco sofrem uma adaptação, relacionada ao fator *RMW*, explicada na seção 3.1.

Quanto aos critérios de inclusão na amostra seguimos os adotados por Leite *et al.* (2016), que buscam adaptar a amostra às condições do mercado acionário brasileiro. As justificativas teóricas da metodologia adotada são detalhadas na seção 3.2.

#### 3.1 Amostra e Coleta de Dados

A amostra é montada a partir de ações listadas na BMF&Bovespa entre janeiro de 2008 e dezembro de 2015. A escolha do período é justificada pela grande quantidade de ofertas públicas iniciais (*IPO's*) que ocorrem entre 2006 e 2008. Nesse sentido, a coleta de dados a partir de 2008, fornece a possibilidade de

trabalhar com uma amostra mais ampla e robusta para o modelo de precificação. Entre fevereiro de 2006 e junho de 2008 o mercado doméstico de ações passou por um *boom* em termos de abertura de capital. Nesse período 94 *IPO*'s foram autorizadas pela Comissão de Valores Mobiliários, reflexo do favorável cenário macroeconômico pelo qual passava a economia brasileira.

No estudo foram utilizadas séries de retorno diário, obtidas a partir dos preços de fechamento das empresas incluídas na amostra. Todos os dados foram coletados do terminal Bloomberg, exceto as taxas SWAP-DI de 30 dias, obtidas no sistema de recuperação de informações da BMF&Bovespa.

A seleção inicial dos ativos a comporem as carteiras é realizada ano a ano, de forma prospectiva, ao final de dezembro de cada ano. Em outras palavras, a posição de empresas listadas com negociação ativa ao final de dezembro de cada ano é utilizada na amostragem bruta inicial, que passará pelos critérios de exclusão subcitados. A amostra líquida, obtida após aplicação dos critérios excludentes, fornecerá os papéis que comporão as carteiras do ano subsequente.

Nesse contexto, a amostra é redefinida a partir de uma periodicidade anual, com base nos seguintes critérios:

- A ação deve ser negociada em pelo menos 50% dos pregões do ano (critério de liquidez).
- Excluídas ações com Patrimônio Líquido (PL) negativo (empresas com  $PL < 0$  caracterizam estado de insolvência, podendo enviesar os fatores *HML* e *RMW*, que utilizam diretamente o valor contábil do PL no seu cálculo).
- Excluídos bancos e seguradoras (a composição do balanço patrimonial e do demonstrativo de resultados das empresas desses segmentos possuem características particulares, demandando metodologia de avaliação própria para os setores, sua inclusão pode enviesar o modelo).

Com base nesses critérios foram obtidos as seguintes quantidades de ativos em cada ano: 88 em 2008, 111 em 2009, 197 em 2010, 194 em 2011, 193 em 2012, 175 em 2013, 188 em 2014, 178 em 2015.

A série de retornos semanais de 2008 a 2015 forneceu o total de 417 observações que, através dos cálculos de fatores de risco semanais, produziu 417 dados para a estimação do modelo de precificação.

### 3.2 Variáveis base

Utiliza-se o retorno semanal das ações ajustado para inclusão de dividendos. O terminal Bloomberg possui um recurso de configuração que permite embutir no retorno dos papéis os dividendos obrigatórios, dividendos adicionais e juros sobre capital próprio, além de ajustar os preços históricos de ações para *splits*, *inplits*, aumentos e reduções de capital. Os ajustes para distribuição de dividendos e eventos societários realizados pelo terminal evita distorções nos retornos semanais, além de embutir o retorno global aferido pelo acionista.

Aplica-se ao retorno nominal com dividendos o logaritmo neperiano para transformação dos retornos discretos em contínuos.

$$R_{i,t} = \ln \left( \frac{Div_{i,t} + P_{i,t}}{P_{i,t-7}} - 1 \right) \quad (16)$$

Onde  $P_{i,t}$  é o preço de fechamento do pregão do dia t e  $P_{i,t-7}$  o preço de fechamento do dia equivalente da semana anterior, t-7. O quociente das duas variáveis fornece a variação semanal do preço das ações.

O retorno discreto de um ativo pode ser traduzido como a variação do seu preço no mercado à vista, tratando-se do retorno semanal é obtido através da variação entre os preços de fechamento dos dias t e t-7. (JORION, 2003)

$$R_{i,d} = \frac{(P_t - P_{t-7})}{P_{t-7}} \quad (17)$$

Aplicando o logaritmo neperiano na variação do preço entre os pregões t e t-7, obteve-se o retorno semanal contínuo. (JORION, 2003)

$$R_{i,c} = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-7}} \right) = \ln \left( 1 + \frac{(P_t - P_{t-7})}{P_{t-7}} \right) = \ln(1 + R_{i,d}) \quad (18)$$

Adota-se a hipótese de pesos ponderados uniformes (*equally wheighted*) para o cálculo do retorno médio semanal da carteira de mercado, aferido a partir das ações que atenderam aos critérios de elegibilidade.

$$R_{c,t} = \frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^n R_{i,t} \right) \quad (19)$$

Onde  $R_{c,t}$  o retorno semanal da carteira  $c$  na semana  $t$ ,  $R_{i,t}$  o retorno da ação  $i$  na semana  $t$  e  $N$  o número de ações presentes na carteira. A escolha pela adoção de retornos igualmente ponderados objetiva evitar um problema inerente ao mercado de ações brasileiro: a elevada concentração da negociação em um pequeno número de papéis. A baixa pulverização entre ações em relação ao volume negociado é uma característica comum dos mercados de capitais de países emergentes.

Utiliza-se o índice B/M, calculado a partir do patrimônio líquido, extraído do balanço patrimonial em 31 de dezembro de  $t-1$ , e do valor de mercado concatenado na mesma data, 31 de dezembro de  $t-1$ .

O valor de mercado de uma ação ( $VM$ ) é o reflexo da expectativa do mercado na capacidade de gerar fluxo de caixa e aferir lucros de uma companhia. Já o patrimônio líquido ( $VC_{PL}$ ) é a diferença entre o valor contábil dos ativos e passivos, é o valor residual entre o débito (ativos) e crédito (passivos) do balanço patrimonial de uma empresa.

$$\frac{B}{M_{i,t}} = \frac{VC_{PL,dezembro(t-1)}}{VM_{dezembro(t-1)}} \quad (20)$$

Diferente da estratégia de momento de Jagandesh e Titman (1993) que utiliza a *performance* das ações no mercado de capitais para cálculo do fator de risco *WML* (*Winning Minus Losers*), o fator *RMW* (*Robust Minus Weakens*) busca refletir a *performance* operacional de uma companhia, ou seja, sua capacidade de gerar de fluxo de caixa para o acionista.

No trabalho de Fama e French (2015a) a métrica utilizada é o lucro operacional dividido pelo patrimônio líquido. O lucro operacional é obtido a partir da receita deduzida das despesas de vendas, gerais e administrativas. Pela dificuldade de acesso aos dados brasileiros dessas contas específicas do demonstrativo de resultado, realizou-se uma adaptação. O lucro operacional foi substituído pelo *EBIT*<sup>7</sup>, sendo o fator calculado a partir do índice financeiro *EBIT/PL*.

$$RMW = \frac{EBIT_{dez(t-1)}}{VC_{PL,dez(t-1)}} \quad (21)$$

---

<sup>7</sup> EBIT – Earnings Before Interests and Taxes

Esse índice é similar ao *ROIC* (*return on invested capital*), métrica que propicia avaliar a capacidade operacional de uma empresa de remunerar o capital investido pelo acionista. O *ROIC* é calculado pelo índice *EBIAT/Capital Investido*. A medida do numerador é o lucro antes de juros depois de impostos (*Earnings Before Interest After Taxes - EBIAT*) e divisor o capital investido (ou o capital social integralizado), conta integrante do Patrimônio Líquido.

Essa medida reflete a produtividade básica do capital aplicado no negócio (é o retorno obtido por cada unidade monetária aplicada no negócio), quanto maior o *ROIC*, mais atrativo é investir na companhia.

Neste ponto é interessante destacar que dois dos fatores de risco utilizam o PL na sua composição (*HML* e *RMW*). O uso desse componente do balanço patrimonial como ferramenta de avaliação possui prós e contras.

Partindo da premissa que as informações contábeis carregam as características qualitativas fundamentais - relevância e representação fidedigna – pode-se considerar que o PL é uma medida estável, capaz de refletir a geração de valor por parte da organização. Por outro lado, pode ser influenciado por decisões contábeis, no que tange a mensuração dos ativos e passivos, como exemplos podem ser citados os procedimentos adotados na redução ao valor recuperável do ativo imobilizado (testes de *impairment*), o método adotado no controle e avaliação de estoques (PEPS, CMP e UEPS<sup>8</sup>), dentre outras decisões capazes de afetar o resultado contábil e, conseqüentemente, a posição do PL (DAMODARAN, 2012).

Tendo como base uma medida de lucratividade, o fator *RMW* é determinado pelos mesmos fundamentos do modelo de fluxo de caixa descontado: o crescimento esperado, o risco do negócio (determinante da taxa de desconto) e o fluxo de caixa gerado (resultado aferido). Nesse sentido, firmas com maior crescimento esperado, reduzido risco específico e maior distribuição de dividendos, *ceteris paribus*, possuem maior EBIT/PL.

O quarto fator - *CMA* (*Conservative minus Aggressive*), também chamado de *INV* (taxa de investimento) – por sua vez, é calculado em função da variação dos ativos das empresas. O cálculo desse fator de risco é feito pela diferença na posição dos ativos totais entre o final do exercício *t-1* e o final do exercício *t-2*. A

---

<sup>8</sup> PEPS – Primeiro a entrar, primeiro a sair, CMP – Custo médio ponderado, UEPS – último a entrar, primeiro a sair.

ideia do fator é medir a taxa ou variação de investimento das companhias, refletida na expansão de ativos no balanço patrimonial.

$$CMA = \frac{A_{\text{dez}(t-1)} - A_{\text{dez}(t-2)}}{A_{\text{dez}(t-2)}} \quad (22)$$

São duas as formas de uma empresa realizar a supracitada expansão: a despesa de capital líquida (*CAPEX – capital expenditure*) – montante da despesa de capital que supera a depreciação - e a necessidade de capital de giro.

Os fatores de risco mencionados nesta seção podem ser interpretados como carteiras diversificadas, capazes de prover diferentes combinações de exposição às métricas: capitalização de mercado (*SMB*), índice B/M (*HML*), índice *EBIT/PL* (*RMW*) e variação de ativos (*CMA*).

### 3.3

#### As carteiras setoriais

As carteiras setoriais utilizadas neste estudo são formadas a partir das empresas que atenderam aos critérios de inclusão para cálculo dos fatores de risco. Os setores elencados foram: materiais básicos, consumo cíclico, consumo não cíclico, industrial e utilidade pública, definidos a partir do filtro de setores do terminal Bloomberg, seguindo estrutura semelhante a dos índices setoriais elaborados pela BM&FBovespa:<sup>9</sup>

- Carteira Materiais Básicos: abrange segmentos como a indústria química, papel e celulose, metalurgia, mineração e siderurgia. Pode ser considerado o pilar da cadeia produtiva, na medida em que fornece as matérias-primas e insumos para os diversos campos da atividade produtiva.

- Carteira Consumo Cíclico: engloba os segmentos atacadista, varejista, vestuário, têxtil, autopeças e equipamentos, viagens e lazer, hotéis e restaurantes, construtoras de imóveis. Este é um setor muito acompanhado por analistas e economistas que trabalham com conjuntura econômica, considerado um dos principais termômetros do nível de atividade econômica.

---

<sup>9</sup> Nos índices setoriais da BM&FBovespa o índice de consumo engloba as empresas de consumo cíclico com as de consumo não cíclico num único índice. Neste trabalho opta-se por segmentar os subsetores em duas carteiras separadas.

- Carteira Consumo Não Cíclico: abarca a indústria de alimentos e bebidas, agropecuária, comércio e distribuição, farmacêutica, tabaco, serviços diversos (educacional, laboratorial, rodovias, arrendamento mercantil operacional). Em oposição às características de volatilidade e sazonalidade do setor de consumo cíclico, o não cíclico é caracterizado por uma maior homogeneidade em termos de faturamento.

- Carteira Industrial: composta por empresas que atuam na indústria de bens de capital (máquinas e equipamentos), de logística (serviços e material de transporte) e equipamentos elétricos.

- Carteira Utilidade Pública: congrega os subsetores de abastecimento de água, energia elétrica, gás e saneamento. São serviços prestados por meio de delegação do poder público que buscam atender a satisfação do bem-estar da coletividade.

	Mat Básicos	Cons Cíclico	Cons Não Cíclico	Industrial	Util Pública
Mat Básicos	1				
Cons Cíclico	0,7370	1			
Cons Não Cíclico	0,7815	0,8061	1		
Industrial	0,7456	0,7775	0,8128	1	
Util Pública	0,6091	0,6755	0,7575	0,6859	1

Tabela 1: Correlação de Pearson entre as Carteiras Setoriais

Fonte: Criada pelo autor

A tabela demonstra a correlação existente entre os retornos semanais das carteiras setoriais. As correlações mais altas ocorrem entre os setores de consumo cíclico e não cíclico ( $\rho=0,8061$ ) e entre o setor industrial e de consumo não cíclico ( $\rho=0,8128$ ). Todos os setores apresentam alta correlação.

A presença de menores correlações por parte do setor de utilidade pública com os retornos dos outros segmentos (última linha da tabela) se justifica por este pertencer a uma estrutura de mercado particular, conforme será explicado na seção 4.2. Sua maior correlação com o setor de consumo não cíclico ( $\rho=0,7575$ ) manifesta uma característica comum entre os setores: a menor dependência do nível de atividade econômica na medida em que ambos provêm serviços essenciais para a sociedade, caracterizados por reduzida elasticidade da demanda.

A partir das carteiras setoriais montadas com base em retornos *equally weighted* são calculados os prêmios dos setores (diferença entre os retornos das

carteiras setoriais e a taxa livre de risco) atuando como regressandos, ao passo que os fatores de risco funcionam como regressores do modelo de apreçamento. A junção desses parâmetros origina o seguinte modelo de regressão:

$$R_{\text{CarteiraSetorial},t} - R_{f,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it} \quad (23)$$

A seção 4 detalha os resultados obtidos a partir dessas regressões, estimadas pelos métodos *OLS* (*Ordinary Least Squares*) e *SUR* (*Seemingly Unrelated Regression*).

### 3.4

#### Construção das carteiras para cálculo dos fatores de risco

O mês base da ordenação é o final de dezembro de cada ano  $t$ , coincidindo com o final do ano fiscal brasileiro. Na primeira etapa, as ações são ordenadas conforme seu valor de mercado ao final de dezembro do ano  $t$ . Essa ordenação, feita em sequência decrescente, permite a segmentação das empresas listadas em dois *portfolios*: B (*Big*) e S (*Small*).

A segunda ordenação utiliza o índice B/M como parâmetro, propiciando a formação de duas novas carteiras H (*High*) e L (*Low*). Na terceira ordenação as ações são classificadas conforme o índice *EBIT/PL*, segmentando as carteiras em R (*Robust*) e W (*Weak*). Finalmente, na quarta ordenação, a métrica passa a ser a variação total de ativos, ou a taxa de investimento, levando ao desdobramento das carteiras em C (*Conservative*) e A (*Agressive*). Este procedimento é repetido oito vezes, ao final de cada ano do período estudado (2008 a 2015).

Em todas as quatro ordenações o parâmetro utilizado para separar as carteiras é a mediana das variáveis-base (valor de mercado, B/M, *EBIT/PL*, variação do ativo total). A mediana serve, portanto, como linha divisória de segmentação das carteiras.

Essa forma de construir as carteiras produziu oito conjuntos de ativos diversificados (carteiras) que permitiram, a cada ano, o cálculo dos fatores de risco, descrito na seção a seguir.

### 3.5 Cálculo dos Fatores de Risco

Os principais trabalhos de precificação com fatores de risco, como é o caso de Fama e French (1993) usam retornos mensais para calculá-los, em compensação analisam um extenso período de tempo, no caso desse estudo de 1963 a 1991.

No presente trabalho dado a menor extensão do período investigado, opta-se por trabalhar com retornos semanais, com intuito de aumentar a quantidade de observações e, desse modo, aferir maior precisão no cálculo dos fatores de risco.

O fator mercado é calculado a partir da diferença entre os retornos semanais uniformes (*equally wheighted*) e a taxa livre de risco semanal,  $R_{lr}$ , computada a partir de interpolação linear realizada a partir da taxa SWAP-DI de 30 dias. A diferença entre as duas métricas fornece o excesso de retorno  $R_{c,t}$  da carteira c no dia t:

$$R_{c,t} = \frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^n R_{i,t} \right) - R_{lr} \quad (24)$$

Calculado semanalmente, a partir de uma posição comprada na carteira com ações de empresas com baixa capitalização de mercado (*Small*) e vendida em ações de empresas grande valor de mercado (*Big*). A diferença do retorno semanal entre as carteiras fornece o fator de risco *SMB*:

$$SMB_t = \overline{R_{S,t}} - \overline{R_{B,t}} \quad (25)$$

Calculado semanalmente, a partir de uma posição comprada na carteira com ações de empresas com elevada razão B/M (*Hig*) e vendida em ações de empresas com reduzida razão (*Low*). A diferença de retorno entre as duas posições fornece o fator de risco *HML*:

$$HML_t = \overline{R_{H,t}} - \overline{R_{L,t}} \quad (26)$$

Calculado semanalmente, a partir de uma posição comprada na carteira com ações de empresas que obtiveram desempenho operacional robusto (*Robust*) e vendida em ações de empresas com fraca *performance* operacional (*Weak*). Essas medidas de desempenho foram computadas com base na relação lucro

operacional/PL obtida ao final do ano t-1. A diferença de retorno entre as duas posições fornece o fator de risco *RMW*:

$$RMW_t = \overline{R_{R,t}} - \overline{R_{W,t}} \quad (27)$$

Calculado semanalmente, a partir de uma posição comprada na carteira com ações de empresas que apresentaram reduzidas taxas de investimento entre os exercícios financeiros (*Conservative*), e vendida em ações de empresas que expandiram seus ativos com maior intensidade (*Agressiva*). A diferença de retorno entre as duas posições fornece o fator de risco *CMA*:

$$CMA_t = \overline{R_{C,t}} - \overline{R_{A,t}} \quad (28)$$

A tabela 2 a presença de uma baixa correlação entre os fatores de risco, atributo positivo para o modelo de precificação, na medida em que reduz possíveis problemas de multicolinearidade entre as variáveis do modelo.

	Rm-Rf	SMB	HML	RMW	CMA
Rm-Rf	1				
SMB	-0,0640	1			
HML	0,1221	0,3282	1		
RMW	-0,2628	0,0132	-0,1457	1	
CMA	-0,1851	0,0161	0,0407	-0,0456	1

Tabela 2: Correlação de Pearson entre os fatores de risco  
Fonte: Criada pelo autor

Destaques para correlação inversa entre o prêmio de mercado e o fator tamanho ( $\rho=-0,2628$ ) e para correlação positiva entre os fatores SMB e HML ( $\rho=0,3282$ ), as mais intensas da matriz de correlação.

## 4 Resultados

Esta seção apresenta os resultados, obtidos através de regressões lineares múltiplas cujos processos de estimação foram o *OLS* (*Ordinary Least Squares*) e *SUR* (*Seemingly Unrelated Regression*).

Os métodos são aplicados para os retornos das cinco carteiras setoriais propostas, cada um deles em função dos cinco fatores de risco calculados. A partir dos prêmios das carteiras setoriais usados como variável explicada e dos fatores de risco, como variáveis explicativas, são formadas cinco regressões lineares múltiplas, que buscam explicar a relação entre os retornos das carteiras setoriais e os fatores de risco.

$$R_{\text{CarteiraSetorial},t} - R_{I_r,t} = a_i + b_i(R_{M_t} - R_{F_t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it} \quad (29)$$

A metodologia *SUR* é processada em duas etapas, no primeiro passo os resíduos das regressões *OLS* são utilizados para estimar a matriz de covariância dos erros das equações, num segundo momento os coeficientes das regressões foram estimados via *GLS*, quando são aplicadas as covariâncias anteriormente estimadas (DUARTE *et al.*, 2007).

Se a matriz de covariância dos erros, obtida na primeira etapa, for nula, os métodos *OLS* e *SUR* são equivalentes. Tratando-se de uma matriz de covariância não nula, o método *SUR* realiza a correção dos resíduos, gerando maior acurácia no processo de estimação (NEVES, 1996).

Os resultados obtidos pelo estudo corroboram a presença de uma matriz de covariância não nula para o modelo de precificação, refletida na superioridade do  $R^2$  ajustado das regressões estimadas pelo método *SUR* em comparação às estimadas por *MQO*, como demonstrado na seção 4.2.

A opção pelo método *SUR* segue a abordagem de Costa Jr e Neves (2000) que, aplicado ao modelo de 5-fatores, possibilita testar a significância estatística dos quatro fatores de risco que estendem o modelo CAPM ao mesmo

tempo em que reflete a capacidade do procedimento de realizar ajustes no prêmio de mercado das carteiras setoriais.

#### 4.1 Análise Estatística

Inicialmente foi feita uma análise preliminar dos dados a partir da matriz de correlação e visualização gráfica das séries dos fatores de risco. Buscou-se nesse primeiro momento compreender de maneira preliminar a inter-relação das variáveis. Em um segundo momento, realizou-se a estimação pelos métodos *OLS* e *SUR* (seção 4.2).

Retornos	Augmented Dickey-Fuller	p-valor
Rm-Rf	-5,3744	<0,01
SMB	-4,9524	<0,01
HML	-6,7011	<0,01
RMW	-6,8917	<0,01
CMA	-6,0431	<0,01

Tabela 3: Teste de Estacionariedade  
Fonte: Criada pelo autor

A hipótese nula do teste é de que a série apresenta raiz unitária e a hipótese alternativa de que a série não tem raiz unitária, sendo assim estacionária. O teste foi realizado com 7 lags.

O teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) é realizado para os cinco fatores de risco do modelo com intuito de verificar se os retornos são estacionários ou não. A importância do teste se dá pelo fato de séries não estacionárias, por terem uma tendência temporal, poderem apresentar alto poder explicativo mesmo que as variáveis não sejam correlacionadas (BROOKS, 2014).

Os resultados dos testes de estacionariedade são expostos na tabela 3 para os retornos dos fatores de risco, e na tabela 6 para os das carteiras setoriais. Todas as séries de retorno testadas não apresentam raiz unitária, sendo estacionárias. A figura 1, que contém o retorno semanal dos cinco fatores de risco, confirma a estacionariedade obtida no teste ADF.

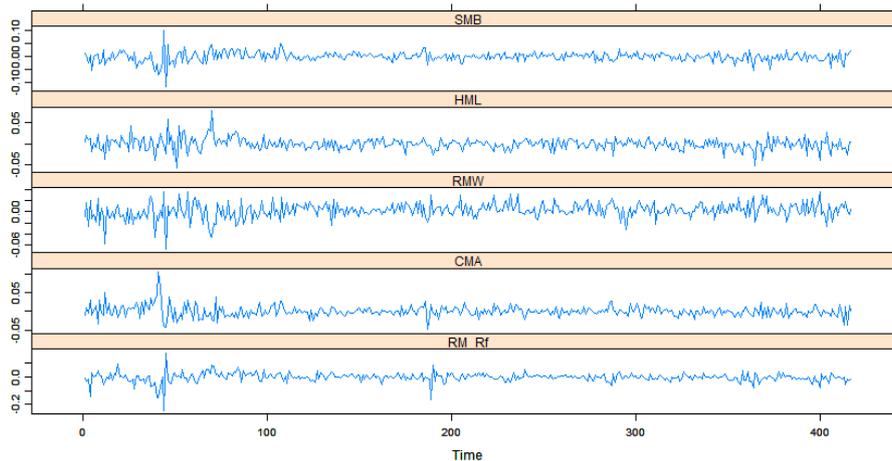


Figura 1: Séries dos retornos semanais dos fatores de risco: jan-2008 a dez-2015  
 Fonte: Elaborada pelo autor

Analisando os gráficos dos comportamentos dos fatores de risco (figura 1) podem-se observar comportamentos interessantes para o período de análise. O primeiro deles é a forte aceleração da volatilidade dos *spreads* provocada pela crise *subprime*, a partir do quarto trimestre de 2008, mantendo-se até meados de 2009.

Durante esse período, nota-se um comportamento interessante por parte do fator *CMA*, quando os investidores direcionam seus recursos para empresas conservadoras, em detrimento das arrojadas, esse movimento que reflete um processo de aversão a risco é traduzido no *spread* positivo do fator *CMA*.

Outro cenário interessante, uma nova aceleração dos *spreads* (menos intensa que a ocorrida no final de 2008) ocorre a partir do final de 2010, notada no prêmio de mercado ( $R_m - R_f$ ) e no fator *CMA*. Dessa vez puxada pela crise da dívida europeia, impulsionada por fortes déficits orçamentários atrelados a elevação da dívida pública dos países europeus. O fator, no entanto, que efetivamente desencadeia o novo ciclo de volatilidade foi o início do temor dos mercados globais com a possibilidade de *default* da dívida grega, a partir da segunda metade de 2010. Temor que anos mais tarde, mais precisamente em 30 de junho de 2015, se confirmou com o vencimento do prazo e não pagamento da rolagem da dívida contraída junto ao FMI (Fundo Monetário Internacional).

O terceiro e último alargamento dos *spreads* da série ocorre a partir do último trimestre de 2014, a partir das eleições presidenciais no Brasil. O aumento da variação é visualizado com clareza nos fatores *HML* e *RMW*, persistindo

durante o ano de 2015, a partir da permanência da presidente Dilma no poder atrelado ao cenário macroeconômico de estagflação da economia brasileira.

Já estatística descritiva dos fatores de risco (tabela 5) mostra a presença de assimetria à direita para os fatores  $R_m - R_f$ ,  $SMB$  e  $RMW$ , e assimetria à esquerda para o  $CMA$ , o fator  $HML$ , por sua vez, apresenta retornos mais simétricos. Quanto à assimetria a direita do prêmio de mercado é esperada, dado a combinação de baixo desempenho da bolsa brasileira atrelado a elevadas taxas de juros; para o fator  $RMW$  o contrário era esperado. Em relação ao  $CMA$  ocorre o esperado, na medida em que a baixa rentabilidade do mercado de capitais inserida em um contexto macroeconômico pouco favorável para empresas alavancadas gera um desempenho superior por parte das organizações conservadoras.

O fator mercado é o mais volátil ( $\sigma=0,0489$ ), os demais fatores apresentam menores volatilidades, todas abaixo de 2%. O teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese nula de normalidade para os fatores de risco.

O teste ADF também é realizado para as variáveis explicadas. Os prêmios das carteiras setoriais não apresentam raiz unitária, como mostra a tabela 6.

Estatística	Rm-Rf	SMB	HML	RMW	CMA
Máximo	0,1700	0,1010	0,0763	0,0357	0,1046
Mínimo	-0,3422	-0,1206	-0,0565	-0,0665	-0,0499
Média	-0,0086	-0,0025	-0,0009	0,0019	0,00004
Mediana	-0,0029	-0,0016	-0,0005	0,0028	-0,0009
Desvio-padrão	0,0489	0,0183	0,0058	0,0135	0,0145
Assimetria	-3,72	-0,49	0,29	-0,69	1,15
Curtose	24,12	9,78	6,94	5,59	10,40
Jarque-Bera	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01

Tabela 4: Estatística Descritiva dos Fatores de Risco

Fonte: Criada pelo autor

A Tabela 4 trata das propriedades estatísticas dos 5-fatores de risco, num total de 417 observações. O teste de JB rejeita a hipótese nula de normalidade dos retornos.

**Tabela 5 – Teste de Estacionariedade**

Retornos	Augmented Dickey-Fuller	p-valor
Mat Básicos	-6,1297	<0,01
Cons Cíclico	-5,2204	<0,01
Cons Não Cíclico	-5,7654	<0,01
Indústria	-5,7271	<0,01
Util Pública	-6,3722	<0,01

Tabela 5: Teste de Estacionariedade

Fonte: Criada pelo autor

A análise dos gráficos tem em comum com a dos fatores de risco os três de alargamentos dos *spreads* da série de retornos, em 2008, 2011 e 2015, como mostra a figura 2. A volatilidade é mais intensa no primeiro choque, desencadeada a partir da quebra do banco *Lehman Brothers*.

Interessante notar o comportamento dos prêmios do setor de consumo cíclico durante o segundo choque (2011), são mais intensos que os dos demais setores. Esse fenômeno pode ser explicado pela retirada dos estímulos fiscais anticíclicos concedidos após a crise de 2008<sup>10</sup> atrelada a uma política monetária contracionista na tentativa de conter a aceleração da taxa de inflação e apreciação do real, após um ano de robusto crescimento econômico (em 2010 o PIB brasileiro cresceu 7,5%).

<sup>10</sup> A política anticíclica de enfretamento da crise de 2008 por parte do governo brasileiro foi pautada em desonerações tributárias e concessão de crédito. Foram criadas alíquotas intermediárias do IR para o exercício fiscal de 2009 e reduzidas alíquotas de IPI com intuito de estimular setores da indústria de transformação, diretamente ligados ao consumo.

A hipótese nula do teste é de que a série apresenta raiz unitária e a hipótese alternativa de que a série não tem raiz unitária, sendo assim estacionária. O teste foi realizado com 7 lags.

A figura 2 também reflete a volatilidade dos prêmios setoriais trazida pela corrida presidencial. O cenário macroeconômico de desaceleração da China, pressões inflacionárias internas, aumento das taxas de juros, forte depreciação do real conjugado com o início de um processo de ajuste fiscal por parte do governo afetaram o poder de compra do brasileiro e, conseqüentemente, o nível de consumo. Os setores de consumo cíclico e materiais básicos refletiram com clareza os efeitos desse cenário adverso.

A estatística descritiva dos prêmios das carteiras setoriais (tabela 7) demonstra a presença de maior volatilidade dos retornos semanais por parte da carteira de materiais básicos ( $\sigma=0,0487$ ) seguida das de consumo cíclico ( $\sigma=0,0358$ ) e industrial ( $\sigma=0,0348$ ), o que faz sentido, na medida em que são setores mais sensíveis às oscilações no nível de atividade econômica. Destaque também para a assimetria a direita dos retornos de todos os setores (característica comum no mercado de ações), mais acentuada nos de consumo não cíclico e utilidade pública. O teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese nula de normalidade dos prêmios semanais para todas as carteiras setoriais.

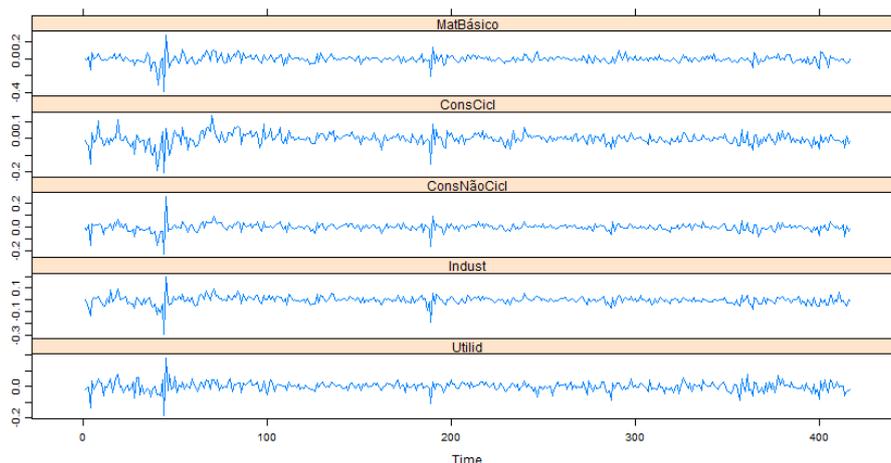


Figura 2: Séries dos retornos semanais das carteiras setoriais: jan-2008 a dez-2015

Fonte: Elaborada pelo autor

Estatística	Mb	Cc	Cnc	Ind	UtP
Máximo	0,2816	0,1381	0,2582	0,1927	0,1791
Mínimo	-0,3903	-0,2061	-0,2235	-0,2971	-0,1832
Média	-0,0034	-0,0023	-0,0016	-0,0032	-0,0009

Mediana	-0,0027	-0,0007	-0,0002	-0,0007	0,0005
Desvio-padrão	0,0487	0,0358	0,0329	0,0348	0,0304
Assimetria	-1,48	-1,08	-0,39	-1,61	-0,45
Curtose	18,68	9,57	19,60	19,28	9,55
Jarque-Bera	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01

Tabela 6: Estatística Descritiva dos Prêmios das Carteiras Setoriais

Fonte: Criada pelo autor

A Tabela 6 trata das propriedades estatísticas dos prêmios das carteiras setoriais, num total de 417 observações. O teste de JB rejeita a hipótese nula de normalidade dos retornos.

## 4.2 Regressões

Nesta seção serão apresentados os parâmetros obtidos a partir de regressões estimadas pelos métodos *OLS* e *SUR*. O pacote econométrico utilizado para o processo de estimação foi o R Studio.

Para correção dos resíduos das regressões, tanto das estimadas pelo método *OLS* quanto pelo *SUR*, aplicou-se a matriz de covariância de Newey-West (matriz HAC).

A razão para inserção das regressões estimadas via *MQO* é demonstrar a redução dos erros-padrões obtida pelo método *SUR*, também refletida no  $R^2$  ajustado mostrando empiricamente a superioridade deste processo de estimação diante de uma matriz de covariância não nula. Por isso, só serão detalhados e interpretados na sequência desta seção os resultados obtidos pelo método *SUR*.

A regressão da primeira carteira setorial, a de materiais básicos (tabela 13), aponta o prêmio de mercado ( $R_m - R_f$ ) e o *RMW* como fatores estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%. Interessante notar a relevância da lucratividade (*RMW*) na precificação da carteira materiais básicos, um setor volátil em termos de resultados (uma variação negativa de 0,44% no *CMA* provoca uma oscilação positiva de 1% no retorno da carteira de materiais básicos). Sua atividade concentra-se basicamente na circulação de *commodities*, com baixo valor agregado, dependente das cotações internacionais dessas matérias-primas e insumos, fator que impacta a lucratividade destas organizações. Operações de *hedge* nos mercados futuros são usualmente realizadas pelas tesourarias destas

companhias, uma tentativa de atenuar essa volatilidade. O intercepto significativo a 5% traz uma ressalva para aplicação do modelo neste setor.

Na segunda carteira setorial, a de consumo cíclico (tabela 14), os fatores estatisticamente significativos foram  $R_m - R_f$ ,  $RMW$  e  $CMA$ . Relevante destacar que para essa carteira, assim como na de consumo não cíclico o intercepto foi estatisticamente significativo a 1%, trazendo uma ressalva para o modelo aplicado nesses setores, o que é contrastado pelo elevado  $R^2$  ajustado dos respectivos modelos, 86,29% e 87,94% respectivamente.

Na terceira carteira setorial, a de consumo não cíclico (tabela 15), os fatores significantes foram  $R_m - R_f$ ,  $SMB$  e  $HML$ . Os coeficientes do  $SMB$  e  $HML$  mostram que uma pequena variação negativa dos retornos desses fatores (-0,12% e -0,18%) provoca uma variação positiva na carteira de consumo não cíclico (de +1%).

Na quarta carteira setorial, a industrial (tabela 16), os fatores relevantes foram  $R_m - R_f$  e o  $CMA$ . O fator  $CMA$  significativo ressalta uma influência positiva da taxa de investimento nos retornos do setor industrial (uma variação de 0,24% no  $CMA$  provoca uma oscilação de 1% no retorno da carteira industrial). Relação que faz sentido na medida em que o setor é formado por empresas com uma elevada posição de ativos, intensivas em capital, cuja principal atividade é a circulação de bens de capital, justificando a intensa sensibilidade dos prêmios da carteira industrial em relação à variação de ativos ( $CMA$ ).

Na quinta carteira setorial, a de utilidade pública (tabela 17), os fatores significantes foram  $R_m - R_f$ ,  $SMB$  e  $CMA$ . O fator  $SMB$ , significativo a 1%, tem uma relação inversa de 0,42% com o retorno da carteira utilidade pública. Este comportamento tem uma explicação intuitiva, que decorre da estrutura de mercado do setor de utilidade pública pautada na presença de barreiras à entrada decorrente da regulação legal (inerente ao processo de concessão para exploração dos serviços de utilidade pública) e do processo de produção (presença de economias de escala), tornando o próximo de uma estrutura monopolista. Esta característica reflete a influência do fator tamanho ( $SMB$ ) na precificação do setor de *utilities*.

O prêmio de mercado é estatisticamente relevante em todas as regressões estimadas, o que corrobora sua contribuição para a capacidade explicativa do modelo de 5-fatores, fortalecendo o beta de mercado como componente relevante do modelo de precificação.

$$R_{MB,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00238	0,0014	1,75	0,0808*
Rm-Rf	1,23896	0,2387	2,05	0,0407**
SMB	-0,09243	0,2323	-1,07	0,2808
HML	0,08706	0,1457	1,46	0,1450
RMW	-0,44131	0,2371	-4,39	0,0000***
CMA	0,22540	0,3422	-1,36	0,1754

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,4682. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 7: Regressão OLS Materiais Básicos  
Fonte: Criada pelo autor

$$R_{CC,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00209	0,0013	1,61	0,1076
Rm-Rf	0,41484	0,1855	2,23	0,0259**
SMB	0,01697	0,0982	0,17	0,8629
HML	0,18792	0,1108	1,70	0,0907*
RMW	-0,28447	0,1742	-1,63	0,0006***
CMA	-0,70689	0,2055	-3,44	0,1032

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,5201. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 8: Regressão OLS Consumo Cíclico  
Fonte: Criada pelo autor

$$R_{CNC,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00207	0,0011	4,11	0,0502*
Rm-Rf	0,38237	0,1716	46,52	0,0264**
SMB	-0,23561	0,1725	-3,61	0,1728
HML	-0,09114	0,0854	-4,06	0,2863
RMW	-0,52660	0,1907	-2,76	0,0060***
CMA	-0,44228	0,1981	-2,23	0,0261**

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,5371. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 9: Regressão OLS Consumo Não Cíclico  
Fonte: Criada pelo autor

$$R_{IND,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
-----------	--------------	-------------	---------------	---------

Intercepto	0,00098	0,0011	0,93	0,3500
Rm-Rf	0,40260	0,1917	2,10	0,0364**
SMB	-0,05884	0,1925	-0,30	0,7601
HML	0,06491	0,0981	0,66	0,5084
RMW	-0,39681	0,1949	-2,03	0,0424**
CMA	-0,33052	0,1794	-1,84	0,0662*

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,4414. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 10: Regressão OLS Industrial

Fonte: Criada pelo autor

$$R_{UP,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00117	0,0010	1,18	0,2381
Rm-Rf	0,32198	0,1319	2,44	0,0151**
SMB	-0,51281	0,1030	-4,98	0,0000***
HML	0,16603	0,0887	1,87	0,0619*
RMW	-0,24471	0,1449	-1,69	0,0920*
CMA	-0,15522	0,1627	-0,95	0,3406

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,4477. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 11: Regressão OLS Utilidade Pública

Fonte: Criada pelo autor

$$R_{MB,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00286	0,00123	2,57	0,0104**
Rm-Rf	1,23896	0,04321	14,82	0,0000***
SMB	-0,09243	0,07001	-0,68	0,4938
HML	0,08706	0,09562	0,74	0,4567
RMW	-0,44131	0,09671	-2,87	0,0043***
CMA	0,22540	0,09008	1,27	0,2063

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,7492. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 12: Regressão SUR Materiais Básicos

Fonte: Criada pelo autor

$$R_{CC,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00241	0,00066	3,40	0,0007***
Rm-Rf	1,02146	0,02344	31,44	0,0000***
SMB	0,14476	0,03798	1,64	0,1026
HML	0,08921	0,05187	1,15	0,2514
RMW	0,20092	0,05246	2,18	0,0298**
CMA	-0,14537	0,04886	-2,32	0,0207**

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,8629. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 13: Regressão SUR Consumo Cíclico  
Fonte: Criada pelo autor

$$R_{CNC,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00236	0,00057	4,17	0,0000***
Rm-Rf	0,93951	0,02020	48,18	0,0000***
SMB	-0,11829	0,03272	-2,00	0,0466**
HML	-0,18154	0,04469	-3,44	0,0006***
RMW	0,08087	0,04520	-1,04	0,2957
CMA	0,07363	0,04210	1,27	0,2036

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,8794. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 14: Regressão SUR Consumo Não Cíclico  
Fonte: Criada pelo autor

$$R_{IND,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00138	0,00076	2,19	0,0287**
Rm-Rf	1,01778	0,02667	17,80	0,0000***
SMB	0,07131	0,04321	0,90	0,3685
HML	-0,03829	0,05902	-0,59	0,5558
RMW	0,09663	0,05970	1,08	0,2797
CMA	0,23623	0,05560	2,26	0,0242**

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,8135. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 15: Regressão SUR Industrial  
Fonte: Criada pelo autor

$$R_{UP,t} - R_{lr,t} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	0,00132	0,0008	1,57	0,0922*
Rm-Rf	0,76510	0,0297	15,63	0,0000***
SMB	-0,42006	0,0482	-7,03	0,0000***
HML	0,09723	0,0658	1,37	0,1720
RMW	0,10862	0,0665	1,43	0,1531
CMA	0,25778	0,0620	2,57	0,0106**

Nota:  $R^2$  ajustado = 0,6951. Significância: \*\*\*, \*\* e \* correspondem a 0.01, 0.05 e 0.1, respectivamente.

Tabela 16: Regressão SUR Utilidade Pública  
Fonte: Criada pelo autor

## 5 Conclusões

O presente trabalho utilizou os componentes do modelo de 5-fatores de risco proposto por Fama e French (2015a) para verificar suas respectivas influências nos retornos do mercado acionário brasileiro. As classes de ativos investigadas foram os retornos semanais de carteiras setoriais.

Para obter os componentes do modelo de precificação foi utilizado o método de carteiras  $2 \times 2 \times 2 \times 2$  que produziu oito *portfolios*, a partir do ordenamento com base nas variáveis inerentes aos fatores de risco (valor de mercado, B/M, EBIT/PL e variação do ativo). A ordenação foi realizada em quatro passos, produzindo em cada passo duas carteiras, obtidas por uma metodologia de corte que utiliza a mediana dos quatro fatores supracitados. Tendo os retornos semanais *equally weighted* dessas carteiras, os fatores de risco são obtidos através de uma simples diferença de médias.

Na última etapa procedeu-se ao teste do modelo, o processo de estimação eleito foi o de regressões lineares múltiplas do tipo *SUR*. Os resultados apontam a importância do prêmio de mercado ( $R_m - R_f$ ) estatisticamente significativo para todos os cinco setores testados.

A presença de interceptos significativos, ao nível de significância de 1% para os setores de consumo (cíclico e não cíclico), de 5% para os de materiais básicos e industrial, e de 10% para o de utilidade pública demonstra a existência de influências nos retornos dos prêmios das carteiras setoriais não captadas pelo modelo de 5-fatores.

Contrasta com esse resultado, como pontos favoráveis ao modelo de precificação, a baixa correlação entre os fatores de risco (afastando possíveis problemas de multicolinearidade) e o alto poder explicativo do modelo de fatores refletido nos  $R^2$  ajustados das respectivas regressões.

## 5.1

### Limitações do estudo e sugestões para pesquisas futuras

Uma das limitações do estudo é o tamanho do mercado de ações brasileiro que dificulta a construção de carteiras diversificadas para períodos anteriores a 2008, antes do *boom* de IPO's, citado na seção 3.1. O número de empresas listadas e o baixo volume de negociação do mercado de ações também se refletem na dificuldade de implantação de outras metodologias para construção das carteiras. No seu estudo Fama e French (2015a) montam carteiras 2x4x4 (32 carteiras), 5x5 (25 carteiras) segmentando os *portfolios* a partir de quartis e quintis para controle das variáveis, por exemplo, técnica de difícil replicação para o mercado brasileiro. Ressalta-se, portanto, a relevância de adaptar os modelos de precificação as condições do mercado de capitais investigado.

A dificuldade na coleta de dados relativa a contas específicas do demonstrativo de resultado impede a obtenção de uma medida pura de lucro operacional para cálculo da métrica *RMW*. Essa limitação é contornada pelo uso do *EBIT* como medida de lucro, conforme explicado na seção 3.2.

Outra restrição se refere à premissa adotada relativa ao uso de retornos *equally wheighted* para obtenção dos fatores de risco. Sendo assim, a construção de um modelo de precificação de 5-fatores de risco a partir de retornos *value wheighted* serve como sugestão para futuros trabalhos. Outros métodos de construção de carteiras também podem ser adotados, segmentando-as por tercís, em detrimento, da mediana, por exemplo.

O processo de estimação também constitui uma limitação, recomendando-se que pesquisas futuras façam uso de dados em painéis, a partir do emprego de séries temporais conjugadas com corte transversal. O emprego do teste estatístico *GRS*<sup>11</sup>, adotado no estudo de Fama e French (2015a) pode ser uma técnica econométrica empregada para validar modelos de precificação que adotarem dados em painel como método de estimação.

---

<sup>11</sup> Gibbons *et al.* (1989)

## 6

### Referências Bibliográficas

AMIHUD, Y; MENDELSON, H. Liquidity and stock returns. **Financial Analysts Journal**, v.42, n.3, p. 43-48, May-June 1986.

BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3–18, 1981.

BASU, S. Investment Performance of Common Stocks in Relation To Their Price Earnings Ratios: a Test of the Efficient Market Hypothesis. **The Journal of Finance**, v. 32, p.663-682, 1977.

BEKAERT, G; HARVEY, R.; LUNDBLAD, C. Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets. **The Review of Financial Studies**, v.20, n.5, p.1783-1830, 2007.

BLACK, F; JENSEN, C.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical tests. **Studies in the Theory of Capital Markets**, 1972.

BOAMAH, N. A. Robustness of the Carhart four-factor and the Fama-French three-factor models on the South African stock market. **Review of Accounting and Finance**, v. 14, n. 4, p. 413–430, 2015.

BROOKS, C., **Introductory Econometrics for Finance**, 3rd. Ed, Cambridge University Press: New York, 2014.

CALDEIRA, J; MOURA, G.; SANTOS, A. Seleção de Carteiras Utilizando o Modelo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 1, p. 45–65, 2013.

CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **Journal of finance**, v. 52, p. 57-82, 1997.

CHAN, L.; HAMAOKA, Y.; LAKONISHOK, J. Fundamentals and stock returns in Japan. **The Journal of Finance**, v. 46, p. 1739-1764, 1991.

CHAN, L.; LAKONISHOK, J. Are reports of beta's death premature? **Journal of Portfolio Management**, v. 19, p.51-62, 1993.

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

CONNOR, G. The Three Types of Factor Models: A Comparison of Their Explanatory Power. **Financial Analysts Journal**, v.51,n.3, p. 42–46, 1995.

COSTA JR, N. Da.; NEVES, M. Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 1, p. 123–137, 2000.

DAMODARAN, A. **Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset**, 3rd. Ed. Wiley Finance, 2012.

DANIEL, K., HIRSHLEIFER, D.; SUBRAHMANYAM, A. “Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing”, **The Journal of Finance**, v. 56 No. 3, p. 921-965, 2001.

DAVIS, J. The cross section of realized stock returns: the pre-COMPUSTAT evidence. **The Journal of Finance**, v.49, p. 1579-1593, 1994.

DAVIS, J., FAMA, E.; FRENCH, K. Characteristics, covariances, and average returns: 1929 to 1997, **The Journal of Finance**, v. 55 No. 1, p. 389-406, 2006.

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

DEBONDT, W.; THALER, R. Further evidence on investor over-reaction and stock market seasonality. **The Journal of Finance**, v.42, p.557-581, July 1987.

DUARTE, P.; LAMOUNIER, W.; TAKAMATSU, R. Modelos Econométricos para Dados em Painel: Aspectos Teóricos e Exemplos de Aplicação à Pesquisa em Contabilidade e Finanças. **7º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, 2007.

ELTON, E.; GRUBER, M.; BROWN, S. **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**, 9th Edition, 2013.

FAMA, E; FRENCH, K. The cross-section of expected stock returns.

**Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p.427-465, June 1992.

\_\_\_\_. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p.3-56, February 1993.

\_\_\_\_. Size and book-to-market factors in earnings and returns. **Journal of Financial Economics**, v. 50, n. 1, p.131-155, March 1995.

\_\_\_\_. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 3, p. 25– 46, 2004.

\_\_\_\_. A five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v.116, p.1-22, 2015a.

\_\_\_\_. Dissecting Anomalies with a Five-Factor Model. **Fama-Miller Working Paper**, Tuck School of Business Working Paper No. 2503174, June 2015b.

\_\_\_\_. International Tests of a Five-Factor Asset Pricing Model. **Fama-Miller Working Paper**, Tuck School of Business Working Paper No. 2622782, December, 2015c.

GIBBONS, M.; ROSS,S.; SHANKEN, J. A test of efficiency of a given portfolio. **Econometrica**, v.57, n. 5, p.1121-1152, 1989.

JAFFE, J; KEIM, D.; WESTERFIELD, R. Earnings yield, market values, and stock returns. **The Journal of Finance**, v.44, n. 1, p. 135-148, 1989.

JORION, P. **Financial Risk Manager Handbook**. 4th ed. Wiley Finance, 2007.

LAKONISHOK, J; SHAPIRO, A. Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. **Journal of Banking and Finance**, v. 10, n. 1, p. 115-132, March 1986.

LAKONISHOK, J; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Contrarian investment, extrapolation, and risk. **The Journal of Finance**, [S.I.], v. 49, n. 5, p. 1541-1578, December 1994.

LAM, K.; TAM, L. Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, n. 9, p. 2217–2230, 2011.

LEITE, A; PINTO, A; KLOTZLE, M. Efeitos da Volatilidade Idiossincrática

na Precificação de Ativos. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 27, n. 70, p. 98-112, apr. 2016.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 47, n.1, p. 13-37, 1965.

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

MOSSIN, J. Equilibrium in capital asset market. **Econometrica**, v. 34, p. 768-783, 1966

MUSSA, A; ROGERS, P; SECURATO, J. Modelos de retornos esperados no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. **Revista de Ciências da Administração**. Florianópolis, SC, v.11, n.23, p.192-216, jan-abr. 2009.

NEVES, M. **Utilização do beta, índice P/L, valor de mercado e valor contábil na relação risco-retorno no mercado acionário brasileiro**. Rio de Janeiro. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas). Universidade Federal do Rio de Janeiro - COPPEAD, 1996.

REINGANUM, M. Misspecifications of capital asset pricing: empirical anomalies based on earnings' yields and market values. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n.1, p. 19-46, 1981.

REINGANUM, M. The anomalous stock market behavior of small firms in January. **Journal of Financial Economics**, v. 12, n. 1, p. 89-104, 1983.

ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's test: part I: on past and potential testability of the theory. **Journal of Financial Economics**, v. 4, p. 129-176, March 1977.

ROSS, S. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, p.341-360, 1976.

ROUWENHORST, K. International momentum strategies. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 1, p.267-284, February 1998.

ROUWENHORST, K. Local return factors and Turnover in emerging stock markets. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 4, p.1439-1464, August 1999.

SANTOS, J; FAMÀ, R; MUSSA, A. A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama e French, aplicado ao mercado acionário brasileiro. **Revista de Gestão**, v.19, n.3, p.453-472, 2012.

SCHOR, A.; BONOMO, M. A.; PEREIRA, P. L. V. **Arbitrage pricing theory (apt) e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro**. Rio de Janeiro: Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, dez. 1998 (textos para discussão n° 391).

SCHWARTZ, E. Theory of the Capital Structure of the Firm. **Journal of Finance**, v.14, n.1, p.18-39, 1959.

SHARPE, William F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. 19, p.425-443, September 1964.

SHILLER, R. **Human behavior and the efficiency of the financial system**. In: J. Taylor and M. Woodford (org.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: Elsevier, 1999.

STAMBAUGH, R. On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis, **Journal of Financial Economics**, v.10, p. 237-268, 1982.

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

SIVAPRASAD,S; MURADOGLU,Y. **Using leverage as risk factor in explaining cross section of stock returns**, 2010. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1101504>> Acesso em: 10 jan 2016.

WANG, X. Size effect, book-to-market effect, and survival. **Journal of Multinational Financial Management**, v. 10, p.257-273, 2000.

ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v.57, p. 348-368, 1962.