



**Marcelo Estácio Silvestre Gonçalves**

**Os Setores Econômicos Brasileiros Contêm Informações  
Preditivas para os Fatores de Fama e French?**

**Dissertação de Mestrado**

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

Orientador: Prof. André Luiz Carvalho da Silva

Rio de Janeiro

Abril de 2014



**Marcelo Estácio Silvestre Gonçalves**

**Os Setores Econômicos Brasileiros Contêm Informações  
Preditivas para os Fatores de Fama e French?**

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

**Prof. André Luiz Carvalho da Silva**

Orientador

Departamento de Administração – PUC-Rio

**Prof. Marcelo Cabús Klötzle**

Departamento de Administração – PUC-Rio

**Prof. Otávio Henrique dos Santos Figueiredo**

Instituto Coppead de Administração – UFRJ

**Prof<sup>a</sup>. Mônica Herz**

Vice-Decana de Pós-Graduação do CCS

Rio de Janeiro, 02 de abril de 2014

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

### **Marcelo Estácio Silvestre Gonçalves**

Graduou-se em Ciências Atuariais na Universidade Federal do Rio de Janeiro em 2009 e em Estatística na Universidade Federal do Rio de Janeiro em 2011. Atualmente, atua como atuário na Mongeral Aegon Seguros e Previdência.

#### Ficha Catalográfica

Gonçalves, Marcelo Estácio Silvestre

Os Setores Econômicos Brasileiros Contêm Informações Preditivas para os Fatores de Fama e French? / Marcelo Estácio Silvestre Gonçalves; orientador: André Luiz Carvalhal da Silva. – 2014.

51 f. ; 30 cm

Dissertação (mestrado)-Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Administração, 2014.

Inclui bibliografia.

1. Administração – Teses. 2. Previsibilidade. 3. Fatores do Modelo de Fama e French. 4. Hipótese de Difusão Gradual das Informações. 5. Capacidade Limitada de Processamento de Informação. 6. Eficiência de Mercado. 7. Finanças Comportamentais. I. Silva, André Luiz Carvalhal da. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Administração. III. Título.

CDD: 658

## Agradecimentos

Ao meu orientador Professor André Carvalhal, por todo estímulo, confiança e compreensão durante a realização deste trabalho.

Ao Professor Marcelo Klötzle, por toda sua dedicação e ensinamentos essenciais para a elaboração desta pesquisa.

Aos professores e funcionários do IAG PUC-Rio

A todos que compreenderam e sentiram minha ausência ao longo dos últimos dois anos.

## Resumo

Gonçalves, Marcelo Estácio Silvestre; Silva, Andre Luiz Carvalhal da. **Os Setores Econômicos Brasileiros Contêm Informações Preditivas para os Fatores de Fama e French?** Rio de Janeiro, 2014, 51p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Como os retornos das carteiras formadas por ações de setores econômicos brasileiros são utilizados pelos investidores? As informações contidas nesses retornos são capazes de explicar os movimentos das ações brasileiras? O objetivo do presente trabalho é ajudar a responder a essas perguntas ao pesquisar se os retornos e a volatilidade dos fatores SMB e HML do modelo de três fatores de Fama e French podem ser previstos pelos retornos passados de 16 carteiras formadas por empresas de um mesmo setor econômico listadas na BM&FBOVESPA no período de 1995 a 2012. A análise revela que 14 de 16 setores preveem o retorno do SMB para um mês à frente. Ademais, os retornos de um número significativo de setores preveem a volatilidade do SMB e HML para até três meses adiante. Considerando a capacidade explicativa do modelo de Fama e French para o mercado brasileiro, os resultados desta pesquisa indicam que os retornos setoriais brasileiros contêm informações valiosas para os fatores SMB e HML, demonstrando que os investidores não conseguem absorver todas as informações disponíveis em um tempo hábil, fazendo com que estas se difundam gradualmente no mercado.

## Palavras-chave

Previsibilidade; fatores do modelo de Fama e French; hipótese de difusão gradual das informações; capacidade limitada de processamento de informação; eficiência de mercado; finanças comportamentais.

## Abstract

Gonçalves, Marcelo Estácio Silvestre; Silva, Andre Luiz Carvalhal da (Advisor). **Do Brazilian Industries Contain Predictive Information for the Fama-French Factors?** Rio de Janeiro, 2014, 51p. MSc. Dissertation – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

How are the Brazilian industry returns used by investors? Can the information contained in these returns explain the movements of Brazilian shares? The purpose of this work is to help answer these questions by examining whether the returns and the volatility of SMB and HML factors of Fama-French three-factor model can be predicted by past returns of 16 portfolios formed by companies from the same industry listed on São Paulo Stock Exchange (BM&FBOVESPA) between 1995 and 2012. The analysis reveals that 14 of 16 industries predict the SMB returns one month ahead. Furthermore, the returns of a significant number of industries predict the volatility of SMB and HML factors up to three months ahead of time. Considering the explanatory capability of the Fama-French model for the Brazilian market, the results of this research show that Brazilian industry returns contain valuable information for the SMB and HML factors, demonstrating that investors cannot absorb all the information in a timely manner, resulting in their gradual diffusion throughout the market.

## Keywords

Predictability; Fama-French model factors; gradual information diffusion hypothesis; limited information processing capacity; market efficiency; behavioral finance.

## Sumário

1. Introdução	10
1.1. Objetivo do Trabalho	10
1.2. Relevância do Estudo	11
1.3. Estrutura do Estudo	12
2. Referencial Teórico	13
2.1. Modelos CAPM ( <i>Capital Asset Price Model</i> ) e de Fama e French	13
2.2. Mercados Eficientes	16
2.3. Racionalidade do Mercado	18
2.4. Previsibilidade dos Retornos	21
2.5. Pesquisas Realizadas no Mercado Brasileiro	24
3. Dados e Metodologia de Pesquisa	27
3.1. Dados	27
3.2. Metodologia para Obtenção dos Fatores do Modelo de Fama e French	27
3.3. Metodologia para Previsão dos Fatores de Fama e French	29
4. Resultados	32
4.1. Estatística Descritiva	32
4.2. Regressões com os Retornos do SMB e HML em Função das Carteiras Setoriais	33
4.3. Previsão da Volatilidade do SMB e HML em Função das Carteiras Setoriais	37
4.4. Análise de Robustez	41
4.4.1. Resposta ao Impulso	41
4.4.2. Covariância no Tempo	43
5. Conclusão	46
6. Referências Bibliográficas	48

## Lista de figuras

Figura 1 – Resposta do retorno do fator SMB ao choque de um desvio padrão sobre as inovações dos retornos setoriais	42
Figura 2 – Covariância entre os retornos dos setores COMER, CONST, FIN e SIDMET e os retornos do fator SMB	44

## Lista de tabelas

Tabela 1 – Número de Empresas por Setor	29
Tabela 2 – Estatística Descritiva dos Retornos Mensais dos Fatores SMB e HML e das Carteiras Setoriais	32
Tabela 3 – Regressão dos Retornos do Fator SMB com Base no Retorno de Carteiras Setoriais	34
Tabela 4 – Regressão dos Retornos do Fator HML com Base no Retorno de Carteiras Setoriais	35
Tabela 5 – Regressões dos Retornos do Fator SMB com Base no Retorno de Carteiras Setoriais Divididas em Subperíodos	36
Tabela 6 – Regressões dos Retornos do Fator HML com Base no Retorno de Carteiras Setoriais Divididas em Subperíodos	37
Tabela 7 – Poder de previsão dos retornos setoriais para a volatilidade do fator SMB: Testes pelos modelos EGARCH e TGARCH	39
Tabela 8 – Poder de previsão dos retornos setoriais para a volatilidade do fator HML: Testes pelos modelos EGARCH e TGARCH	40
Tabela 9 – Teste de Hipótese das Covariâncias entre os Retornos do SMB e das Carteiras Setoriais	45

# 1 Introdução

## 1.1. Objetivo do trabalho

Este estudo tem como objetivo investigar se os retornos passados de carteiras formadas por empresas brasileiras de um mesmo setor econômico possuem poder preditivo para os retornos e a volatilidade dos fatores SMB e HML do modelo de três fatores de Fama e French, tendo como base as ações negociadas na BM&FBOVESPA entre 1995 e 2012. A previsibilidade de retornos com base em informações passadas é um assunto amplamente debatido na literatura financeira internacional e com diversas evidências favoráveis a essa hipótese, inclusive para o Brasil. Esta pesquisa visa contribuir com o tema ao utilizar, de forma inédita no país, os retornos agrupados por setores econômicos como variáveis preditivas e os fatores SMB e HML como variáveis-resposta.

Tsuji (2012) realizou essa investigação nos Estados Unidos, tendo mostrado que os retornos de carteiras setoriais preveem, para um mês à frente, os retornos do fator SMB, e, para até três meses à frente, a volatilidade dos fatores SMB e HML. Tsuji (2008) obteve resultados semelhantes no mercado japonês. Em pesquisa similar, Hong *et al.* (2007) provaram que as carteiras de setores econômicos norte-americanos contêm informações preditivas acerca dos movimentos do mercado acionário daquele país para um mês à frente.

A previsibilidade dos retornos é um tema controverso uma vez que sua constatação contraria a hipótese de mercados eficientes porque esta considera que os preços de mercado refletem todas as informações disponíveis em qualquer época. No entanto, defensores dessa hipótese argumentam que estratégias de negociação elaboradas para aproveitar a previsibilidade dos retornos não se traduzem em ganhos anormais.

Teorias recentes de finanças comportamentais, que afirmam que os investidores têm racionalidade limitada e capacidade limitada de processamento de informações, são frequentemente utilizadas como justificativas para a existência de previsão de retornos. Com base nessas teorias, é possível se esperar que novas informações se propaguem pelo mercado gradualmente, com

uma defasagem temporal, e não, instantaneamente, fazendo com que retornos passados contenham informações preditivas acerca de retornos futuros.

## **1.2. Relevância do estudo**

Fatores como a consolidação do sistema político democrático na década de 1990, a estabilidade do sistema econômico brasileiro com a introdução do plano Real em 1994, a elevação do Brasil a grau de investimento em 2008 e a queda da taxa básica de juros na última década tiveram grande relevância para a bolsa de valores brasileira. Com isso, cada vez mais investidores – sejam eles individuais ou pessoas jurídicas – e estudiosos têm aplicado e testado diversas teorias econômicas nesse mercado, seja para reduzir os riscos e maximizar os retornos, seja para verificar suas adequabilidades.

No Brasil, numerosos estudos averiguaram o nível de eficiência do mercado de capitais do país, com muitas evidências contrárias e favoráveis a essa hipótese. Esta dissertação visa enriquecer ainda mais esse debate ao fornecer novos fundamentos sobre a eficiência do mercado. Sob as circunstâncias dessa hipótese e considerando o poder explicativo do modelo de três fatores de Fama e French para o mercado brasileiro, os investidores devem esperar ganhar somente os retornos previstos por esse modelo. Conseqüentemente, os retornos de carteiras formadas por setores econômicos não devem conter oportunidades de prever os fatores SMB e HML do modelo.

Esta pesquisa também contribui com a hipótese de irracionalidade dos investidores proposta pelas Teorias de Finanças Comportamentais. No caso de as informações contidas nos retornos setoriais defasados serem capazes de prever os fatores SMB e HML, haverá evidências de que muitos (embora não necessariamente todos) investidores deste país têm a capacidade de processamento de informações limitada e, por isso, não conseguem extrair informações úteis de todos os preços dos ativos, em especial daqueles nos quais eles não são especializados (Hong *et al.*, 2007), fazendo com que novas informações se difundam gradualmente no mercado.

A importância de se realizarem estudos sobre finanças comportamentais em mercados de diferentes países, em especial fora dos Estados Unidos, que já possui numerosos estudos sobre o tema, se deve às críticas referentes à falta de generalidade dos testes de finanças comportamentais, o que deixa de ser verdade quando os mesmos resultados são encontrados em distintos países e períodos analisados (MILANEZ, 2003).

A maior compreensão do comportamento dos preços dos ativos e dos investidores é fundamental para o desenvolvimento do mercado de capitais do Brasil. Ademais, a possibilidade de previsão de retornos futuros pode ser útil para estruturar estratégias de investimentos e para suas avaliações posteriores. A utilização de carteiras formadas por empresas de um mesmo setor econômico também pode auxiliar as decisões de investimento no que concerne à diversificação.

### **1.3. Estrutura do estudo**

A presente dissertação está estruturada da seguinte forma. O capítulo 2 apresenta o referencial teórico e a revisão de literatura. O capítulo 3 mostra os dados utilizados e descreve a metodologia empregada. O capítulo 4 apresenta os resultados empíricos. Finalmente, no capítulo 5 serão sintetizadas as principais conclusões e sugeridas pesquisas futuras.

## 2 Referencial teórico

### 2.1. Modelos CAPM (Capital Asset Price Model) e de Fama e French

O modelo de apreçamento de ativos CAPM (*Capital Asset Price Model*) foi desenvolvido por Sharpe (1964) e Lintner (1965) utilizando como base a pesquisa de Markowitz (1959). O CAPM descreve o retorno de um ativo através do retorno do ativo livre de risco e do prêmio de mercado multiplicado pelo fator beta, o qual mede a sensibilidade do retorno do ativo em relação ao retorno de uma carteira de mercado. De acordo com esse modelo, os retornos esperados dos ativos são explicados apenas pelo fator beta, numa relação linear positiva, representado pela seguinte fórmula:

$$R_i - R_f = \beta_i \cdot (R_m - R_f) + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde  $R_i$  é o retorno esperado do ativo  $i$ ;  $R_f$  é o retorno esperado do ativo livre de risco;  $R_m$  é o retorno esperado da carteira de mercado;  $\beta_i$  é o risco de mercado do ativo  $i$ ; e  $\varepsilon_i$  é o resíduo do modelo referente ao ativo  $i$ .

Por ser um modelo simples e de fácil aplicação, ele tem sido largamente empregado na determinação da taxa de retorno esperada pelos ativos. Entretanto, sua validade tem sido questionada desde a sua criação através de testes empíricos que evidenciaram que boa parte da variação do retorno dos ativos está relacionada a outros fatores além do fator beta. Desses estudos, nasceram outros modelos que incorporavam novas variáveis, dentre os quais se pode destacar o modelo de três fatores proposto por Fama e French (1993).

O modelo de três fatores se baseou em pesquisa anterior dos mesmos autores (Fama e French (1992)), que mostrou que os retornos das ações poderiam ser explicados não somente pelo prêmio de mercado mas também por outras variáveis, tais como tamanho da empresa, alavancagem, razão valor contábil/valor de mercado e razão lucro/preço.

O efeito tamanho foi observado através da constatação de que firmas com baixa capitalização de mercado possuíam retornos superiores aos das firmas com alta capitalização de mercado, controlando os respectivos betas. O efeito alavancagem foi comprovado pela relação positiva entre o retorno da ação e o nível de alavancagem da empresa. Foi mostrado também que os retornos das ações eram positivamente correlacionados com a razão valor contábil/valor de mercado. Além disso, os retornos das ações apresentavam uma relação positiva com a razão lucro/preço da ação.

Na análise, Fama e French (1992) concluíram que um modelo contendo somente as variáveis tamanho e razão valor contábil/valor de mercado explicaria o retorno das ações melhor do que o modelo CAPM. As variáveis alavancagem e razão lucro/preço foram desconsideradas uma vez que seus efeitos no retorno das ações foram capturados pelas demais variáveis.

Com base nessas evidências, Fama e French (1993) propuseram um modelo de apreçamento de ativos contendo três fatores, que possuiria poder de explicação superior ao modelo contendo apenas o fator de mercado. Os três fatores seriam: tamanho da empresa (medido através do valor de mercado das ações), o índice *book-to-market* - B/M (representado pela razão entre o valor contábil e o valor de mercado das ações), além do prêmio de mercado.

Fama e French (1993) testaram empiricamente o modelo utilizando ações negociadas nas bolsas de valores NYSE, NASDAQ e AMEX de 1963 a 1991. Os resultados indicaram um poder explicativo dos retornos das ações superior ao modelo contendo apenas o fator de mercado.

O modelo testado por Fama e French (1993) foi expresso pela seguinte fórmula:

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i \cdot (R_m - R_f) + s_i SMB + h_i HML + \varepsilon_i \quad (2)$$

onde  $R_i$  é o retorno do ativo  $i$ ;  $R_f$  é o retorno do ativo livre de risco;  $R_m$  é o retorno da carteira de mercado; SMB é a diferença entre os retornos das ações de empresas pequenas e grandes; HML é a diferença entre os retornos das ações com alto e baixo índice *book-to-market* (B/M); e  $\varepsilon_i$  é o resíduo do modelo referente ao ativo  $i$ .

Para a obtenção dos fatores SMB e HML, os autores inicialmente ordenaram as ações com base no índice B/M e as classificaram em três grupos: 30% inferior (*Low*), 40% médio (*Medium*) e 30% superior (*High*). O critério

utilizado para o cálculo do índice B/M foi dividir o patrimônio líquido da empresa de dezembro do ano t-1 pelo valor de mercado da mesma época. A classificação das empresas foi mantida a mesma entre junho do ano t até julho do ano t+1, quando ocorreu nova análise. As empresas com índice B/M negativo foram desconsideradas.

Em uma segunda etapa, os autores reordenaram as ações com base em seu tamanho (medido pela capitalização de mercado, que é igual ao preço da ação multiplicado pela quantidade de ações *outstanding*) e as dividiram em grande (*Big*) e pequena (*Small*) utilizando a mediana da amostra. O tamanho das empresas foi apurado em junho de cada ano t e sua classificação foi mantida de julho do ano t até junho do ano t+1, quando se repetiu o processo de classificação.

A opção por classificar as empresas em três grupos de acordo com o seu índice B/M e em apenas dois grupos conforme o seu tamanho foi em virtude da evidência presente em Fama e French (1992) de que o índice B/M tem maior influência na média dos retornos do que o tamanho da firma.

Após a segregação das ações com base no tamanho e índice B/M, foram formadas seis carteiras através da interseção dos dois grupos de tamanho e três grupos de índice B/M, a saber: S/L (*small and low*), S/M (*small and medium*), S/H (*small and high*), B/L (*big and low*), B/M (*big and medium*) e B/H (*big and high*). Por exemplo, a carteira S/H contém as ações com baixo valor de mercado e alto índice B/M. Em seguida, os retornos dessas carteiras foram calculados pela média dos retornos das ações ponderada pelos respectivos valores de mercado.

Para o cálculo do fator SMB, foi apurada a diferença entre a média do retorno das três carteiras S (*small*) anteriormente descritas e a média dos retornos das três carteiras B (*big*). Para a obtenção do fator HML, foi calculada a diferença entre a média dos retornos das duas carteiras H (*High*) e a média dos retornos das duas carteiras L (*Low*). O fator de mercado  $R_m$  foi calculado através da média do retorno das ações que compunham as seis carteiras anteriores e das que tinham patrimônio líquido negativo ponderada pelo valor de mercado.

Com o intuito de testar o modelo, os autores construíram 25 carteiras de ações formadas com base na interseção dos quintis do tamanho e do índice B/M das ações. Para cada uma delas, os autores estimaram três modelos de apreçamento de ativos diferentes: CAPM, modelo de dois fatores (SMB e HML) e de três fatores (mercado, SMB e HML).

Os autores verificaram que o modelo que apresentou o maior poder explicativo dos retornos das carteiras foi o de três fatores, seguido pelo modelo contendo apenas o fator de mercado e, por último, o modelo de dois fatores. O modelo de três fatores também apresentou o maior número de carteiras com o intercepto  $\alpha_i$  estatisticamente igual a 0, evidenciando que o modelo obteve sucesso em explicar os retornos das carteiras.

A averiguação da aplicabilidade do modelo de três fatores de Fama e French para o mercado brasileiro ainda é incipiente, apresentando resultados divergentes conforme a abrangência da amostra e a metodologia utilizada para o teste. Málaga (2007) e Mussa *et al.* (2012) corroboraram a superioridade do modelo de três fatores de Fama e French em relação ao CAPM para o mercado brasileiro, constatando que os três fatores são significativos na explicação dos retornos e que o modelo pode ser empregado nesse mercado.

Mussa *et al.* (2009) também verificaram a superioridade do modelo de três fatores, todavia concluíram que nem todos os fatores são significativos e que o modelo é insuficiente na explicação das variações dos retornos das ações. Rogers e Securato (2009) sugeriram a utilização do modelo de Fama e French modificado, sem a utilização do fator *book-to-market*. Já Rayes *et al.* (2012) evidenciaram que apenas o fator prêmio de mercado é significativo e que os fatores adicionados pelo modelo de Fama e French não explicam o retorno no mercado brasileiro. Algumas razões para divergência dos resultados são os períodos analisados e as diferentes metodologias para calcular os fatores SMB e HML.

## **2.2. Mercados eficientes**

De acordo com Fama (1991), a hipótese de eficiência de mercado pressupõe que todos os preços de valores mobiliários refletem plenamente todas as informações disponíveis em qualquer época. Com isso, os ativos serão comercializados, em média, a preços iguais aos seus valores intrínsecos, impossibilitando retornos superiores aos riscos incorridos. As três categorias em que a hipótese de eficiência de mercado foi dividida foram:

- i. Testes da *forma fraca*: todas as informações contidas nos preços históricos são integralmente refletidas nos preços de mercado. Desta forma, não é possível prever retornos futuros através de retornos passados;

- ii. Testes da *forma semiforte*: todas as informações públicas disponíveis estão completamente refletidas nos preços correntes. Neste caso, como os preços se ajustam instantaneamente às novas informações disponibilizadas, não é possível obter retornos excedentes; e
- iii. Testes da *forma forte*: todas as informações, públicas e privadas, estão plenamente refletidas nos preços dos ativos. Assim, mesmo os investidores que possuam informações privilegiadas não conseguirão obter lucro excedente.

Parte relevante da literatura financeira, cuja revisão profunda transcende o objetivo do presente trabalho, ocupou-se nas últimas décadas em apresentar evidências contrárias e favoráveis à eficiência de mercado. Sucintamente, as críticas ao modelo são baseadas em estudos que evidenciaram a previsibilidade de retornos futuros com base em indicadores fundamentalistas ou informações passadas, ou em evidências de preços financeiros incorretos. Como serão vistos nas seções seguintes, muitos desvios da eficiência de mercado são ocasionados pela racionalidade e capacidade de processamento de informações limitadas dos investidores. Um dos grandes críticos da hipótese é Shiller (1981, 2000), tendo apontado as bolhas especulativas e a volatilidade dos preços teóricos das ações (determinados pelo valor presente dos dividendos futuros) muito superior à volatilidade dos dividendos como provas contrárias à hipótese de eficiência de mercado. Ainda, segundo ele, os preços incorretos de ações em relação ao potencial de investimento em longo prazo das empresas também são provas da ineficiência de mercado, e esses não são rapidamente corrigidos pelos investidores através da compra, em caso de subvalorização, ou da venda a descoberto, quando sobrevalorizada, uma vez que sempre há a possibilidade de se acentuar a inconsistência do preço, podendo manter-se incoerente durante muito tempo.

A utilização de múltiplos de mercado, como as razões preço/lucro e dividendo/preço, como variáveis de previsão para mudanças de preço das ações também vai de encontro aos modelos de eficiência de mercado. Campbell e Shiller (1998) mostraram que os múltiplos preço/lucro e dividendo/preço são excelentes previsores para o mercado de ações nos Estados Unidos, explicando, no caso da razão preço/lucro, 40% da variação real dos preços nos 10 anos seguintes, sendo que um alto (baixo) preço/lucro prevê um baixo (alto) crescimento futuro dos preços. E, ao contrário do que o modelo de eficiência de

mercado implicaria, essas razões não foram previsoras confiáveis para crescimento futuro de dividendos ou de lucros.

Os teóricos que advogam a favor da hipótese de eficiência de mercado alegam que o componente previsível dos retornos é uma pequena parte das variações dos retornos diários, semanais e mensais. Além disso, argumentam que os custos de informação e de transação eliminam a lucratividade das estratégias de negociação desenhadas para explorar a previsibilidade, fazendo com que os custos marginais excedam o benefício marginal. Outra alegação é que as anomalias contrárias à eficiência, como o efeito janeiro, o efeito do dia de semana, e outras, desapareceram depois de terem sido descobertas. Entretanto, a existência dessas anomalias durante muito tempo pode ser entendida como comprovação de ineficiência de mercado.

Alguns autores argumentam que os efeitos tamanho e razão valor contábil-valor de mercado evidenciados por Fama e French (1992) são evidências contrárias à eficiência de mercado, uma vez que seria possível obter retornos excedentes mantendo ações de firmas pequenas e com alta razão valor contábil-valor de mercado. Entretanto, a análise com base em características da firma é sensível ao modelo de apreçamento de ativos utilizado para estimativa dos retornos esperados. Ao se assumir que os retornos superiores das firmas pequenas e com alta razão valor contábil-valor de mercado ocorrem devido a uma compensação pelo risco, a utilização do modelo de três fatores de Fama e French faria com que este retorno anormal desaparecesse. Por conta disso, Fama (1991) afirmou que a hipótese de eficiência de mercado deve ser testada juntamente com um modelo de precificação de ativos, uma vez que a razão do comportamento anormal dos retornos pode estar na ineficiência dos mercados ou em falhas do modelo de precificação.

### **2.3. Racionalidade do mercado**

Shiller (2000), antevendo o estouro da bolha especulativa da Internet durante os anos 2000 e 2001, abordou diversos fatores comportamentais para expor a irracionalidade que assolava o mercado americano, cujo período havia observado o, até então, pico histórico da razão preço/lucro das ações. Diversos fatores estruturais, culturais e psicológicos foram apontados para os elevados níveis do mercado de ações na época. Como fatores psicológicos, destacam-se as âncoras psicológicas, que influenciam a tomada de decisões das pessoas de tal forma que estas utilizam qualquer número que estiver por perto quando é

preciso fazer uma estimativa. Esse comportamento foi comprovado por Kahneman *et al.* (1982) e pode influenciar o mercado uma vez que os investidores, ao fazer julgamento sobre o nível do preço das ações, podem utilizar como âncora os preços anteriores lembrados, o marco mais próximo de um índice de ações, mudanças anteriores de preço, dentre outros. De acordo com Shiller (2000), a ancoragem pode ser fortalecida pelo excesso de confiança dos investidores em suas crenças, além do julgamento intuitivo. Segundo o autor, as pessoas agem com base em histórias ou razões em que não deveriam confiar. A heurística da representatividade, evidenciada por Kahneman *et al.* (1982), é um dos aspectos do viés do excesso de confiança e do julgamento intuitivo. Segundo ela, em situações incertas, as pessoas tendem a dar mais importância a informações recentes e menos a dados anteriores. Em outras palavras, ao fazer julgamentos, os indivíduos negligenciam distribuições de probabilidades a priori quando há evidências específicas, ou representativas, da situação de incerteza.

A heurística da representatividade também foi observada na pesquisa de De Bondt e Thaler (1985). Os autores sugeriram a existência de reversão à média no retorno das ações, ao constatar que uma carteira hipotética formada por ações perdedoras ao longo dos últimos cinco anos tendiam a ter um bom desempenho nos intervalos subsequentes de mesma duração, e uma carteira hipotética formada por ações vencedoras ao longo do mesmo período tendiam a ter um fraco desempenho em intervalos subsequentes da mesma duração. Com isso, concluíram que os investidores reagem exageradamente a eventos inesperados e dramáticos e ignoram, em um primeiro momento, fatores fundamentais das empresas, como a saúde financeira e o histórico e a capacidade de recuperação de crises, levando a um ajuste no preço das ações no período seguinte. Essa evidência também implica na violação da forma fraca da hipótese de eficiência de mercado.

Shiller (2000) aponta ainda o comportamento coletivo como um dos fatores precipitadores de bolhas especulativas. Segundo ele, as pessoas não têm capacidade de fazer julgamentos plenamente independentes. Esse comportamento foi constatado ao se provar, empiricamente, que os indivíduos tendem a ir contra seus próprios preceitos quando um grande grupo de pessoas tenha atingido um julgamento diferente do deles. Esse fenômeno também foi observado quando autoridades ou especialistas possuíam uma visão diferente da deles. E, na avaliação do mercado de ações, a confiança das pessoas é ainda menor em seus próprios julgamentos do que em outras situações

cotidianas, fazendo com que aceitem a autoridade percebida de outros (SHILLER; 2000).

Com base em desvios sistemáticos ocorridos durante processos decisórios evidenciados em suas pesquisas anteriores, Kahneman (2003) traça um mapa da racionalidade limitada dos indivíduos. Esses desvios fazem com que as crenças que as pessoas têm e as decisões que elas tomam a partir dessas crenças sejam distintas das escolhas assumidas por modelos convencionais de agente racional. Grande parte dos julgamentos e escolhas rotineiros acontece intuitivamente, e a intuição é um processo que economiza esforço e permite respostas rápidas e fáceis, aproveitando-se de experiências familiares anteriores que venham à mente. Entretanto, o emprego da intuição na tomada de decisão aumenta a probabilidade de falhas uma vez que não há uma grande reflexão do problema, restringindo a possibilidade de se encontrar outras soluções preferíveis à intuitiva.

Kahneman (2003) afirma que a suposição de que as pessoas fazem suas escolhas com base em um contexto que incorpora todos os detalhes da situação presente assim como as expectativas sobre os riscos e oportunidades futuros é irrealista e que as decisões são tomadas com base em um enquadramento estreito, isto é, supondo um contexto limitado. Isso pode fazer com que os indivíduos falhem em considerar a totalidade da sua carteira de investimentos durante a decisão de um novo investimento, desperdiçando os benefícios potenciais da diversificação. Outro exemplo desse comportamento é o curto horizonte de tempo que os investidores parecem adotar para avaliar seus investimentos.

Todo o exposto aponta a existência de um comportamento irracional dos indivíduos, agindo frequentemente de maneira intuitiva, levando-os a decisões que não são ótimas. Se as pessoas não se comportam racionalmente em diversas atividades do cotidiano, então, há motivos para se esperar que elas também não se comportem racionalmente com os seus investimentos. A partir dessa constatação, é possível se esperar que os preços das ações não reflitam as expectativas racionais de pagamentos futuros.

## 2.4. Previsibilidade dos retornos

Hong *et al.* (2007) pesquisaram se os retornos de carteiras formadas por ações de empresas de um mesmo setor econômico são capazes de prever o retorno de mercado entre 1946 e 2002 nos Estados Unidos. Os autores agruparam as ações em 34 carteiras setoriais e verificaram que 14 dessas previam os movimentos do mercado com um mês de antecedência. Os resultados tiveram significância tanto estatística como econômica. Setores relacionados a commodities (por exemplo petróleo e metais), cujos choques de preço historicamente levam a economia para uma recessão, apresentaram coeficientes negativos, enquanto setores relacionados ao mercado doméstico (por exemplo varejo e vestuário), apresentaram coeficientes positivos.

Hong *et al.* (2007) também identificaram que a capacidade dos setores em prever os movimentos do mercado está fortemente correlacionada com a sua aptidão em prever fundamentos macroeconômicos, como a taxa de crescimento do PIB e da produção industrial.

Com isso, os autores concluíram que o mercado incorpora as informações contidas nos retornos setoriais com defasagem, sustentando a hipótese de difusão gradual das informações entre o mercado. Segundo eles, isso acontece porque muitos investidores não conseguem extrair as informações contidas nos preços dos ativos nos quais eles não são especializados, ou seja, os investidores devotam boa parte dos seus esforços tentando compreender os mercados nos quais são especializados, não processando informações valiosas de outros mercados em tempo hábil.

O estudo de Hong *et al.* (2007) fundamentou-se na pesquisa realizada por Merton (1987), que desenvolveu um modelo de equilíbrio de mercado no qual cada investidor possui informação apenas sobre um número limitado de ações e, por conta disso, somente negociará esses papéis.

Merton (1987) utilizou como premissa para a elaboração do modelo a teoria de reconhecimento do investidor de Arbel *et al.* (1983), segundo a qual as ações acompanhadas por um pequeno número de investidores e analistas de mercado (ações negligenciadas) são negociadas a uma taxa de retorno esperado maior, graças à menor distribuição de risco entre acionistas e à baixa qualidade da informação disponível.

Desta forma, Merton (1987) destacou a importância da divulgação das informações pelas empresas, de modo a ampliar o conhecimento dos investidores sobre elas, induzindo a procura por seus papéis. Com isso, elevariam a sua base de investidores assim como o preço das ações, reduzindo o custo de capital e aumentando a capitalização de mercado.

Hou e Moskowitz (2005) identificaram que as empresas negligenciadas pelos investidores eram as que apresentavam o maior atraso de resposta às novas informações, e que os retornos de suas ações possuíam um prêmio quando comparado às demais ações, o mesmo quando controlado por fatores como tamanho, índice *book-to-market*, momento e liquidez. As carteiras que possuíam os maiores atrasos de resposta eram formadas por empresas pequenas, com alto *book-to-market*, baixa liquidez, alta volatilidade e baixo desempenho recente. Segundo os autores, empresas com essas características tendem a ser mais negligenciadas, sendo consistente com o modelo de Merton (1987).

Hou (2007) constatou que os retornos das empresas grandes preveem o retorno das empresas pequenas dentro de um mesmo setor<sup>1</sup>, mas não vice-versa, e que esse efeito é em grande parte impulsionado por um lento ajuste a informações negativas. Isto é, a capacidade do retorno defasado da carteira de empresas grandes em prever o retorno corrente da carteira de empresas pequenas é muito maior quando os retornos da primeira são negativos.

O autor testou também a previsibilidade dos retornos das empresas dentro de um mesmo setor, controlando pelo tamanho da empresa, com base no reconhecimento de mercado sobre a ação, tendo encontrado resultado análogo ao de Hou e Moskowitz (2005): empresas com um alto nível de cobertura de analistas preveem o retorno de empresas negligenciadas dentro de um mesmo setor.

Motivado pelo trabalho de Hong *et al.* (2007) e buscando novas evidências que validassem a hipótese de difusão gradual da informação, Tsuji (2012) investigou a previsibilidade dos retornos e da volatilidade dos fatores SMB e HML nos Estados Unidos de 1947 a 2002. Para isso, o autor agrupou as ações em 30 setores econômicos e verificou se os fatores SMB e HML poderiam ser previstos pelos retornos das carteiras setoriais defasados (de 1 a 3 meses para trás), controlando por diversos indicadores de mercado, tais como: taxa de

---

<sup>1</sup> A escolha de realizar o estudo por setor foi pelo fato de o autor considerar que a lenta difusão de informação comum deve ser mais prevalente para empresas dentro de um mesmo setor por compartilharem certas semelhanças quanto à exposição a fatores externos.

inflação, *spread* entre os rendimentos de títulos classificados como BBB- e AAA (extremos da classificação de grau de investimento), *dividend yield* do mercado e a volatilidade do mercado acionário.

Foi verificado que os retornos dos 30 setores previram os retornos do fator SMB para o mês seguinte, nenhum setor previu o SMB dois meses a frente e apenas um setor previu o SMB três meses à frente. Os setores que apresentaram o maior poder de previsibilidade foram os que possuíam o menor valor de mercado.

Por sua vez, os retornos de apenas 4 dos 30 setores previram o HML para o mês seguinte, nenhum setor previu o HML dois meses à frente e três setores previram o HML para os três meses seguintes.

Segundo o autor, esses resultados sugerem que os setores preveem os retornos do SMB melhor do que o HML. Além disso, foi verificado que alguns setores contêm informações preditivas da volatilidade dos fatores SMB e HML, em especial para um mês à frente.

O autor analisou a forte evidência estatística de previsibilidade do fator SMB pelo ponto de vista da hipótese de eficiência de mercado e concluiu que existe evidência de desvio da forma semiforte, uma vez que os retornos do fator SMB podem ser previstos utilizando a informação pública dos retornos setoriais.

Tsuji (2012) também interpretou os seus resultados com base na hipótese de reconhecimento do investidor (*investor-recognition-hypothesis*) de Hou e Moskowitz (2005) e na hipótese de capacidade de processamento de informação limitada do investidor, proposta por Hong *et al.* (2007). O fato de ser possível prever o retorno futuro do SMB é consistente com essas hipóteses. Ademais, o fato constatado por Hou (2007) de que os retornos das ações de empresas pequenas podem ser previstos pelos retornos das ações das empresas grandes faz com que seja esperado que o retorno do fator SMB seja mais atrasado que o retorno das carteiras setoriais (TSUJI; 2012).

A previsibilidade da volatilidade dos fatores SMB e HML também foi interpretada como evidência de que os investidores não são capazes de absorver rapidamente todas as informações disponíveis. Ross (1989) provou que, sob a condição de não arbitragem, a volatilidade dos preços é igual à taxa de fluxo das informações pois os preços mudam em resposta à informação. Sendo assim, a possibilidade de se prever a volatilidade atual com base em retornos passados demonstra que as informações contidas neles se difundem gradualmente sobre o mercado.

Tsuji (2008) também realizou essa pesquisa no Japão e constatou que os retornos setoriais são capazes de prever os movimentos dos retornos dos fatores SMB e HML nesse mercado.

Wu e Shamsuddin (2010) analisaram o mercado australiano e mostraram que os retornos de alguns setores são capazes de prever o retorno de mercado. Os autores também forneceram novas evidências quanto à hipótese de difusão gradual das informações ao testar empiricamente a relação entre o efeito da previsão e o grau de reconhecimento que o investidor tem do setor. Os autores concluíram que o poder preditivo de um setor é moderado por *proxys* do reconhecimento do investidor sobre ela, e que os setores com empresas menores e sem liquidez, que tendem a ser mais negligenciadas, são mais informativos em prever o retorno do mercado devido ao atraso do investidor em reconhecer as informações contidas nesses setores e incorporá-las ao retorno de mercado.

## **2.5. Pesquisas realizadas no mercado brasileiro**

Nesta seção serão apresentados alguns trabalhos que averiguaram a previsibilidade dos retornos e a hipótese de eficiência de mercado tendo como cenário o mercado brasileiro de ações. A literatura brasileira se concentra mais nesses aspectos do que na racionalidade dos agentes econômicos. Além disso, nota-se que a dicotomia presente na literatura internacional quanto à ideia de que os preços passados carregam ou não conteúdo informacional acerca dos retornos futuros também se mantém no Brasil.

Torres *et al.* (2002) encontraram evidências contrárias ao modelo de passeio aleatório nos horizontes diário e semanal das ações brasileiras. Ainda, a análise das autocorrelações cruzadas de primeira ordem entre os retornos de carteiras de empresas agrupadas conforme seu tamanho indicou que retornos de empresas grandes contêm informações preditivas dos retornos de firmas pequenas para os horizontes diário e semanal. Segundo os autores, essas observações poderiam ser interpretadas como indícios de ineficiência do mercado. Entretanto, a existência de custos de transação, o modelo de equilíbrio utilizado para cálculo do retorno esperado e a falta de robustez do tratamento dos dados poderiam compatibilizar as evidências com a hipótese de eficiência do mercado.

Minardi (2002) averiguou se os preços passados das ações no mercado brasileiro possuem poder de prever retornos futuros. Para isso, calculou o retorno previsto no mês  $t$  de cada ação com base em autorregressões de ordem 12. Em seguida, mensalmente, as ações foram classificadas em ordem decrescente de retorno mensal previsto e agrupadas em dez carteiras distintas, sendo a primeira carteira formada pelas ações com maiores retornos previstos e a última carteira formada pelas ações com menores retornos previstos. Decidida a composição mensal de cada uma das dez carteiras, calculou-se o retorno esperado para cada uma, através do CAPM. Ao comparar o retorno esperado com o retorno realizado, os autores concluíram que quanto maior (menor) o retorno previsto, maior (menor) é o excesso de retorno da carteira em relação ao retorno de equilíbrio. Entretanto, uma vez que não foram considerados os custos de transação envolvidos na estratégia, o autor reconhece que não é certo que os resultados são uma evidência contrária à forma fraca de eficiência de mercado.

Bonomo e Dall'agnol (2002) examinaram se a estratégia contrária, que consiste na compra de carteiras perdedoras e na venda de carteiras vencedoras, geraria retornos excedentes no mercado brasileiro. A evidência encontrada corroborou essa hipótese para horizontes de 3 meses a 3 anos, mesmo controlando por diferenças de tamanho, beta e liquidez, sendo a lucratividade dessa estratégia maior para horizontes mais curtos. A exemplo de De Bondt e Thaler (1985), a hipótese de reação exagerada dos investidores também foi utilizada como explicação para os resultados. Os autores ressaltaram que a atribuição a um comportamento irracional do investidor para o retorno excedente dessa estratégia possa ser na verdade uma compensação para algum fator de risco omitido no modelo de equilíbrio utilizado no cálculo dos retornos anormais. Neste caso, não se trataria de uma evidência contrária à hipótese de mercados eficientes. O mesmo pode se aplicar à pesquisa de Minardi (2002) anteriormente apresentada.

O efeito dividendo, que consiste numa alteração do comportamento do preço das ações quando do anúncio do pagamento de dividendos, representa uma anomalia à hipótese de eficiência de mercado. Novis e Saito (2003) constataram esse efeito no mercado brasileiro ao observar retornos anormais positivos (negativos) de ações com maior (menor) *dividend yield* nos 90 dias após o evento. Cabe ressaltar que o modelo de equilíbrio utilizado para calcular os retornos anormais foi o de índice único, podendo ser a má especificação desse modelo a responsável pela evidência dessa anomalia e não que o mercado seja ineficiente.

Oliveira e Carrete (2005) verificaram que os retornos acumulados nos 36 meses anteriores de carteiras formadas por ações de crescimento (ações que possuem baixo índice *book-to-market*) possuem informação preditiva do prêmio do retorno futuro do Ibovespa para o ano seguinte, havendo uma relação negativa entre eles.

Souza (2006) replicou o trabalho de Campbell e Shiller (1998) para o mercado de ações brasileiro, tendo encontrado padrão semelhante: os múltiplos preço/lucro, dividendo/preço e valor contábil/valor de mercado das empresas que compunham a carteira teórica do índice Ibovespa foram bons previsores para o retorno desse índice, explicando 81,2% da sua variação no horizonte de 60 meses. Essa informação permitiu que fossem criadas estratégias bem sucedidas de alocação tática de fundos, apresentando performance superior à do Ibovespa no período analisado.

Costa Jr. (1990) e Famá *et al.* (2007) não verificaram o efeito janeiro no mercado acionário brasileiro. Os autores afirmaram que a principal causa desse efeito em outros mercados, como o dos Estados Unidos, é a existência do *tax loss selling*, que sugere que, por conta da existência da taxa sobre ganho de capital, os investidores são motivados a vender as ações que sofreram perdas ao longo do ano no mês de dezembro, fazendo com que, em janeiro seguinte, as ações apresentassem retorno acima do esperado. Entretanto, nos períodos analisados, o Brasil não possuía impostos sobre ganho de capital, podendo ser esse um dos motivos da falta de evidência dessa anomalia no Brasil.

### **3**

## **Dados e metodologia de pesquisa**

### **3.1.**

#### **Dados**

A base de dados analisada consistiu em todas as ações de empresas listadas na BM&FBOVESPA entre dezembro de 1994 e junho de 2012. Optou-se por iniciar o período amostral no começo de 1995 em razão da maior estabilidade econômica a partir da implantação do Plano Real. Foram analisadas 627 empresas diferentes no período.

Foi utilizado o banco de dados Economatica para a extração das cotações mensais das ações, assim como a capitalização de mercado das empresas e respectivos patrimônios líquidos. Todos os dados foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) com base em junho de 2012 e os retornos mensais foram ajustados por dividendos.

### **3.2.**

#### **Metodologia para obtenção dos fatores do modelo de Fama e French**

A metodologia utilizada para a obtenção dos fatores SMB e HML é análoga à utilizada em Fama e French (1993).

Para o cálculo, as empresas financeiras foram desconsideradas da análise tendo em vista que o alto grau de endividamento característico desse setor não tem o mesmo significado do endividamento de empresas não financeiras (FAMA; FRENCH, 1992). Para serem incluídas no ano  $t$ , as ações deveriam ter cotações mensais em todos os meses de julho do ano  $t$  até junho do ano  $t+1$ , com tolerância de 22 dias. As firmas sem informação de patrimônio líquido ou com essa variável nula ou negativa em dezembro do ano  $t-1$ , assim como as que não possuíam informações sobre o valor de mercado nessa data e em junho do ano  $t$ , com 22 dias de tolerância, também foram desconsideradas na análise.

A distância de seis meses entre o início do período de análise dos retornos (julho do ano  $t$  até junho do ano  $t+1$ ) e o fim do ano fiscal anterior (dezembro de  $t-1$ ) é para assegurar que as variáveis contábeis já houvessem sido disponibilizadas ao público (FAMA; FRENCH, 1992, 1993).

Para as empresas que possuíam ações das classes ordinárias e preferenciais, o valor de mercado da empresa foi apurado através do somatório dos valores de mercado de ambas as classes. Caso alguma das classes não tenha apresentado valor de mercado para os meses de junho do ano  $t$  ou dezembro do ano  $t-1$ , com 22 dias de tolerância, a empresa foi desconsiderada do período.

Em junho de cada ano analisado, as ações que atenderam aos critérios de seleção anteriormente descritos foram classificadas de acordo com o tamanho (*Small* ou *Big*) e índice B/M (*High*, *Medium* ou *Low*) da empresa. Para classificá-las segundo o critério tamanho, as empresas foram ordenadas pelo valor de mercado do final de junho do ano em questão e utilizou-se a mediana para separar as empresas em dois grupos. A classificação de acordo com o índice B/M ocorreu através da ordenação das empresas por esse índice, calculado com base no patrimônio líquido e no valor de mercado do final de dezembro do ano anterior, e subdivididos em três grupos de acordo com os 30º e 70º percentis. Com a interseção entre os grupos de ambos os critérios, formaram-se seis carteiras: S/L, S/M, S/H, B/L, B/M e B/H.

Ao final de junho de cada ano do período amostral, o processo de classificação das ações foi repetido com a formação de novas carteiras, novamente adotando a informação de valor de mercado para a apuração do tamanho no final de junho do ano em questão e os dados de patrimônio líquido e valor de mercado para o cálculo do índice B/M em dezembro do ano anterior. As composições das carteiras foram mantidas até o final de junho do ano seguinte, quando ocorreu nova análise.

Os retornos mensais de cada uma das seis carteiras foram calculados através da média dos retornos mensais das ações ponderada pelo respectivo valor de mercado.

Os retornos mensais do fator SMB foram calculados através da diferença entre a média aritmética dos retornos das três carteiras de ações de empresas pequenas (S/L, S/M e S/H) e a média aritmética dos retornos das três carteiras de ações de firmas grandes (B/L, B/M e B/H).

Por sua vez, os retornos mensais do fator HML foram obtidos subtraindo da média aritmética dos retornos das duas carteiras de ações de empresas com alto índice B/M (S/H e B/H) a média aritmética dos retornos das duas carteiras de ações de firmas com baixo índice B/M (S/L e B/L).

### 3.3.

#### Metodologia para previsão dos fatores de Fama e French

A metodologia utilizada para testar a previsibilidade dos fatores SMB e HML se assemelhou à utilizada por Tsuji (2012), com algumas adaptações requisitadas pelas peculiaridades do mercado brasileiro.

Após a obtenção dos fatores SMB e HML, as ações foram agrupadas em 16 setores a saber: alimentos e bebidas; comércio; construção; eletroeletrônicos; energia elétrica; finanças e seguros; indústria manufatureira e máquinas industriais; informação; mineração; papel e celulose; petróleo e gás; química; siderurgia e metalurgia; têxtil; transporte e armazenamento; e veículos e peças.

A utilização de menos setores quando comparado com Tsuji (2012) deve-se ao menor número de empresas listadas no Brasil do que nos Estados Unidos. Além disso, a segmentação setorial acima reflete melhor a distribuição das empresas brasileiras por ramo de atuação, evitando que setores sejam representados por poucas firmas. Os retornos mensais de cada setor foram as médias dos retornos das ações da carteira que tiveram cotação no mês de análise ponderadas pelo respectivo valor de mercado.

A Tabela 1 mostra o número médio de empresas em cada setor, assim como o número mínimo e máximo de empresas por setor.

Abreviação	Setor Econômico	Mínimo	Máximo	Média
ALIM	Alimentos e Bebidas	10	32	19
COMER	Comércio	5	18	11
CONST	Construção	1	27	12
ELETRO	Eletroeletrônicos	4	16	8
ENERG	Energia Elétrica	15	38	30
FIN	Finanças e Seguros	14	35	25
INDMANU	Indústria Manufatureira e Máquinas Industriais	8	32	20
INF	Informação	12	30	20
MIN	Mineração	2	5	4
PAPEL	Papel e Celulose	3	9	6
PETRO	Petróleo e Gas	3	8	6
QUIM	Química	10	33	21
SIDMET	Siderurgia e Metalurgia	18	39	26
TEXTIL	Têxtil	11	28	20
TRANSP	Transporte e Armazenamento	2	14	8
VEIC	Veículos e Peças	12	21	16

Tabela 1 – Número de Empresas por Setor

Fonte: própria

Para verificar se as carteiras setoriais preveem os retornos dos fatores SMB e HML, os modelos a seguir foram estimados:

$$SMB_t = \alpha_i + \lambda_i R_{i,t-k} + A_i Z_{t-1} + \eta_{i,t} \quad (3)$$

$$HML_t = \alpha_i + \lambda_i R_{i,t-k} + A_i Z_{t-1} + \eta_{i,t} \quad (4)$$

onde  $SMB_t$  é a diferença de retorno de ações de empresas pequenas e grandes no mês  $t$ ;  $HML_t$  é a diferença de retorno de ações com alto e baixo índice *book-to-market* (B/M) no mês  $t$ ;  $R_{i,t-k}$  é o retorno da carteira do setor  $i$  defasado em  $k$  (1 a 3) meses em relação ao mês  $t$ ;  $Z_{t-1}$  é um vetor de indicadores de mercado defasados em 1 mês, incluindo, também,  $SMB_{t-1}$  na equação (3) e  $HML_{t-1}$  na equação (4); e  $\eta_{i,t}$  é o resíduo do modelo.

Utilizamos os mesmos indicadores de mercado utilizados por Tsuji (2012): índice de inflação, risco de crédito, *dividend yield* e volatilidade histórica do retorno de mercado. Para o índice de inflação empregou-se o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Por sua vez, o método de mensuração da variável risco de crédito exigiu adaptação em relação a Tsuji (2012). Dado que poucas empresas brasileiras se financiam através da emissão de títulos de renda fixa, optou-se por calcular o risco de crédito através da diferença entre a taxa de juros de capital giro<sup>1</sup> e a taxa de juros do mercado interbancário (CDI - Certificados de Depósitos Interbancários). Esta abordagem foi proposta por Schor *et al.* (2002).

O *dividend yield* do mercado foi calculado pela média da razão (dividendo dos últimos 12 meses)/(preço da ação) ponderada pelo valor de mercado. A volatilidade do mercado foi calculada pelo desvio-padrão amostral de um ano do IBrX-100. Finalmente, o risco país, mensurado pelo índice EMBI+Br, foi acrescentado ao modelo.

O método de Newey-West (1987) foi usado para estimar os erros-padrão dos modelos 3 e 4 robustos quanto à presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

---

<sup>1</sup> Obtido no site do Banco Central do Brasil

Para investigar se as carteiras setoriais contêm informações preditivas da volatilidade dos fatores SMB e HML, dois modelos foram empregados. O primeiro é o Exponential GARCH (EGARCH)(1,1):

$$SMB_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\ln(\sigma_{smb,t}^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{smb,t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{smb,t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{smb,t-1}} + \delta R_{i,t-k}^2 \quad (5)$$

$$HML_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\ln(\sigma_{hml,t}^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{hml,t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{hml,t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{hml,t-1}} + \delta R_{i,t-k}^2 \quad (6)$$

O segundo modelo é o Threshold GARCH (TGARCH)(1,1):

$$SMB_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\sigma_{smb,t}^2 = \omega + \beta \sigma_{smb,t-1}^2 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \delta R_{i,t-k}^2 \quad (7)$$

$$HML_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\sigma_{hml,t}^2 = \omega + \beta \sigma_{hml,t-1}^2 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \delta R_{i,t-k}^2 \quad (8)$$

Para ambos os modelos,  $\sigma_{smb,t}^2$  é a variância condicional do SMB no instante t,  $\sigma_{hml,t}^2$  é a variância condicional do HML no instante t e  $R_{i,t-k}^2$  é o quadrado do retorno da carteira do setor i defasado em k (1 a 3) meses em relação ao mês t. No modelo TGARCH (1,1),  $I_{t-1} = 1$ , se  $\varepsilon_{t-1} < 0$ , e 0, caso contrário.

Para dar maior robustez à possibilidade de previsão da volatilidade dos fatores SMB e HML, os modelos EGARCH(1,1)-in-mean e TGARCH(1,1)-in-mean também foram empregados, mas os resultados (não reportados por questões de espaço) não se alteraram.

Os modelos EGARCH e TGARCH foram estimados assumindo que os erros padrão seguem uma distribuição normal. Todavia, o procedimento de Bollerslev e Wooldridge (1992) foi empregado para que a avaliação de significância dos coeficientes seja robusta quanto à possibilidade de desvios da normalidade dos resíduos.

## 4 Resultados

### 4.1. Estatística descritiva

A Tabela 2 mostra a estatística descritiva dos retornos dos fatores SMB e HML e dos 16 setores estudados. Também foram incluídos o tamanho e índice B/M médios das empresas para cada carteira setorial.

	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>ALIM</i>	<i>COMER</i>	<i>CONST</i>	<i>ELETRO</i>
Média	0,83	0,37	9,23	2,15	1,98	2,84
Mediana	0,53	0,37	2,32	1,76	1,45	0,44
Desvio padrão	6,44	8,94	100,47	8,83	12,49	12,08
Mínimo	-17,88	-83,55	-22,17	-24,17	-35,21	-21,40
Máximo	33,68	25,79	1.433,85	33,05	61,37	63,57
Tamanho médio empresas	-	-	7.503	2.256	1.043	1.314
Índice B/M médio	-	-	0,40	0,50	1,84	0,47
	<i>ENERG</i>	<i>FIN</i>	<i>INDMANU</i>	<i>INF</i>	<i>MIN</i>	<i>PAPEL</i>
Média	2,56	2,30	2,26	2,15	1,98	2,15
Mediana	2,24	2,24	2,53	1,88	1,16	0,94
Desvio padrão	9,14	8,46	6,49	9,06	11,40	16,75
Mínimo	-34,37	-25,05	-15,24	-38,35	-30,58	-29,66
Máximo	49,84	28,21	26,52	36,67	93,01	179,98
Tamanho médio empresas	5.619	13.359	2.513	11.590	63.931	3.900
Índice B/M médio	1,12	0,74	0,41	0,76	0,64	0,69
	<i>PETRO</i>	<i>QUIM</i>	<i>SIDMET</i>	<i>TEXTIL</i>	<i>TRANSP</i>	<i>VEIC</i>
Média	2,26	5,73	2,48	2,09	2,10	2,55
Mediana	1,62	2,31	2,35	0,88	1,52	1,50
Desvio padrão	12,61	44,52	10,09	7,96	11,58	11,69
Mínimo	-50,20	-16,23	-32,77	-25,96	-28,39	-39,10
Máximo	89,85	626,17	35,41	38,48	53,33	63,44
Tamanho médio empresas	42.291	2.392	5.042	984	3.556	2.215
Índice B/M médio	0,86	0,61	1,17	1,00	0,35	0,37

Tabela 2 – Estatística Descritiva dos Retornos Mensais dos Fatores SMB e HML e das Carteiras Setoriais

Fonte: própria

Nota: Esta tabela apresenta a estatística descritiva dos retornos mensais dos fatores SMB (diferença entre os retornos das ações de empresas pequenas e grandes) e HML (diferença entre os retornos das ações com alto e baixo índice book-to-market (B/M)) e das 16 carteiras setoriais. São apresentados também o tamanho das empresas (capitalização de mercado) médio em milhões de reais e o índice B/M para cada carteira setorial. O período amostral é de julho/1995 a junho/2012. Todos os dados estão deflacionados pelo IPCA com base em junho/2012.

## 4.2.

### Regressões com os retornos do SMB e HML em função das carteiras setoriais

A Tabela 3 apresenta os resultados das regressões dos retornos do SMB para os meses  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$  em função de cada um dos 16 setores. As especificações das regressões incluem uma constante, o SMB defasado em um mês, os retornos individuais defasados em até três meses das carteiras setoriais, o índice de inflação, a diferença entre a taxa de juros de capital giro e o CDI, o *dividend yield* do mercado, a volatilidade do mercado e o risco país (todos defasados em um mês). Por questões de espaço, a tabela mostra apenas os coeficientes dos retornos setoriais defasados, seus p-valores e o  $R^2$  ajustado das regressões.

Os resultados da Tabela 3 indicam que os retornos defasados de 14 dos 16 setores preveem os retornos do fator SMB para o mês  $t$  com um nível de significância de 5%. Quando aumentamos o período de previsão, os resultados caem significativamente, com apenas três setores prevendo o SMB para o mês  $t+1$  e com o retorno de dois setores prevendo o SMB para o mês  $t+2$ .

Dos indicadores de mercado utilizados nas regressões, o risco Brasil (EMBI+Br) foi o único significativo com um nível de significância de 5% para a maioria dos setores nos três horizontes estudados.

A Tabela 4 mostra os resultados da regressão dos retornos do HML para os meses  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$  em função de cada um dos 16 setores. As especificações das regressões incluem as mesmas variáveis da Tabela 3 exceto pelo emprego do HML defasado ao invés do SMB defasado, mas são reportados apenas os coeficientes dos retornos setoriais defasados, seus p-valores e o  $R^2$  ajustado das regressões.

Os resultados da Tabela 4 indicam que o retorno defasado de apenas um setor prevê o HML para o mês  $t$  com nível de significância de 5%. Para os meses  $t+1$  e  $t+2$ , nenhum setor prevê os retornos do HML.

Setor	Mês t		Mês t+1		Mês t+2	
	IND(-1)	R <sup>2</sup> Ajust.	IND(-1)	R <sup>2</sup> Ajust.	IND(-1)	R <sup>2</sup> Ajust.
ALIM	0,22 *	0,06	0,23 *	0,05	-0,04	0,00
<i>p-valor</i>	0,00		0,01		0,61	
COMER	0,17 *	0,05	0,11 *	0,02	0,00	0,00
<i>p-valor</i>	0,01		0,04		0,99	
CONST	0,11 *	0,04	0,01	0,00	0,06 *	0,01
<i>p-valor</i>	0,01		0,63		0,02	
ELETRO	0,09 *	0,03	-0,02	0,00	0,05	0,01
<i>p-valor</i>	0,00		0,53		0,25	
ENERG	0,18 *	0,07	-0,04	0,00	-0,07	0,01
<i>p-valor</i>	0,01		0,35		0,28	
FIN	0,24 *	0,10	0,01	0,00	-0,02	0,00
<i>p-valor</i>	0,00		0,83		0,79	
INDMANU	0,28 *	0,08	0,22 *	0,04	0,08	0,00
<i>p-valor</i>	0,00		0,03		0,22	
INF	0,23 *	0,10	0,09	0,01	0,00	0,00
<i>p-valor</i>	0,00		0,16		0,99	
MIN	0,10	0,02	0,07	0,01	0,04	0,00
<i>p-valor</i>	0,09		0,16		0,46	
PAPEL	0,13 *	0,03	0,05	0,00	-0,02	0,00
<i>p-valor</i>	0,01		0,33		0,75	
PETRO	0,10 *	0,04	0,03	0,00	-0,04	0,01
<i>p-valor</i>	0,03		0,47		0,43	
QUIM	0,20 *	0,07	0,06	0,01	0,01	0,00
<i>p-valor</i>	0,01		0,32		0,83	
SIDMET	0,16 *	0,06	0,02	0,00	0,02	0,00
<i>p-valor</i>	0,00		0,67		0,65	
TEXTIL	0,19 *	0,05	0,09	0,01	0,04	0,00
<i>p-valor</i>	0,00		0,18		0,55	
TRANSP	0,04	0,00	0,03	0,00	0,04	0,00
<i>p-valor</i>	0,38		0,39		0,17	
VEIC	0,10 *	0,03	-0,02	0,00	0,09 *	0,02
<i>p-valor</i>	0,01		0,55		0,02	

Tabela 3 – Regressão dos Retornos do Fator SMB com Base no Retorno de Carteiras Setoriais  
Fonte: própria

Nota: Esta tabela apresenta as previsões dos retornos do fator SMB utilizando, separadamente, os retornos de 16 setores econômicos em três horizontes: mês t, mês t+1 e mês t+2. Somente os coeficientes dos retornos setoriais defasados são reportados. As demais variáveis preditivas são o retorno do fator SMB, o índice de inflação (IPCA), a diferença entre a taxa de juros de capital giro e o CDI, o *dividend yield* do mercado, a volatilidade do mercado e o risco país (EMBI+Br) defasados em um mês. \* indica que o coeficiente é significativo com um nível de significância de 5%. O período amostral é de julho de 1995 a junho de 2012.

Setor	Mês t		Mês t+1		Mês t+2	
	IND(-1)	R <sup>2</sup> Ajust.	IND(-1)	R <sup>2</sup> Ajust.	IND(-1)	R <sup>2</sup> Ajust.
ALIM	0,04	0,00	-0,20	0,02	0,03	0,00
<i>p-valor</i>	0,66		0,27		0,81	
COMER	0,15 *	0,02	-0,14	0,02	0,07	0,00
<i>p-valor</i>	0,03		0,10		0,51	
CONST	0,06	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00
<i>p-valor</i>	0,14		0,99		0,47	
ELETRO	0,02	0,00	-0,01	0,00	-0,06	0,01
<i>p-valor</i>	0,65		0,60		0,43	
ENERG	0,02	-0,01	0,05	0,00	0,10	0,01
<i>p-valor</i>	0,81		0,39		0,44	
FIN	0,03	0,00	0,05	0,00	0,14	0,02
<i>p-valor</i>	0,65		0,43		0,23	
INDMANU	0,03	0,00	-0,16	0,01	0,03	0,00
<i>p-valor</i>	0,71		0,42		0,68	
INF	0,05	0,00	-0,12	0,01	0,02	0,00
<i>p-valor</i>	0,51		0,37		0,91	
MIN	0,08	0,00	0,03	0,00	0,04	0,00
<i>p-valor</i>	0,26		0,49		0,64	
PAPEL	0,09	0,00	0,08	0,00	0,08	0,01
<i>p-valor</i>	0,36		0,24		0,35	
PETRO	0,08	0,01	0,03	0,00	0,05	0,00
<i>p-valor</i>	0,20		0,46		0,61	
QUIM	-0,02	0,00	-0,08	0,00	0,04	0,00
<i>p-valor</i>	0,76		0,32		0,63	
SIDMET	0,07	0,00	0,03	0,00	0,04	0,00
<i>p-valor</i>	0,36		0,54		0,54	
TEXTIL	0,10	0,00	-0,07	0,00	0,07	0,00
<i>p-valor</i>	0,18		0,26		0,38	
TRANSP	0,15	0,03	-0,05	0,00	-0,03	0,00
<i>p-valor</i>	0,07		0,35		0,65	
VEIC	0,08	0,01	0,01	0,00	0,03	0,00
<i>p-valor</i>	0,09		0,79		0,46	

Tabela 4 – Regressão dos Retornos do Fator HML com Base no Retorno de Carteiras Setoriais  
Fonte: própria

Nota: Esta tabela apresenta as previsões dos retornos do fator HML utilizando, separadamente, os retornos de 16 setores econômicos em três horizontes: mês t, mês t+1 e mês t+2. Somente os coeficientes dos retornos setoriais defasados são reportados. As demais variáveis preditivas são o retorno do fator HML, o índice de inflação (IPCA), a diferença entre a taxa de juros de capital giro e o CDI, o *dividend yield* do mercado, a volatilidade do mercado e o risco país (EMBI+Br) defasados em um mês. \* indica que o coeficiente é significativo com um nível de significância de 5%. O período amostral é de julho de 1995 a junho de 2012.

Os resultados das Tabelas 3 e 4 indicam que os retornos setoriais preveem melhor os retornos do fator SMB do que os do fator HML. De acordo com os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) ajustados da **Erro! Fonte de referência não encontrada.**, o setor que melhor prevê o fator SMB para um mês à frente é o de Finanças e Seguros (FIN), seguido por Informação (INF) e Indústria Manufatureira e Máquinas Industriais (INDMANU). Por sua vez, os setores que pior preveem o fator SMB para um mês adiante são o de Mineração (MIN) e o de Transporte e Armazenamento (TRANSP).

Foi investigado ainda se o poder de previsão dos retornos setoriais para os fatores SMB e HML está relacionado aos contextos políticos e econômicos no mercado brasileiro, dividindo-se o período analisado em dois de distintos cenários: julho de 1995 a dezembro de 2002 e janeiro de 2003 a junho de 2012.

Por questões de espaço será apresentado somente o resultado do teste conjunto de que todos os coeficientes dos retornos defasados dos 16 setores ( $\lambda_1=\lambda_2=\dots=\lambda_{16}=0$ ) são iguais a zero, para os retornos dos fatores SMB e HML para os meses  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$ . Para isso, as regressões foram reunidas em um sistema e, em seguida, foi realizado o teste de Wald da significância conjunta dos coeficientes.

A Tabela 5 mostra os resultados do teste conjunto de significância dos coeficientes dos retornos setoriais defasados das 16 regressões dos retornos do SMB para os meses  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$ , nos períodos de julho de 1995 a dezembro 2002 e de janeiro de 2003 a junho de 2012.

	Mês $t$	Mês $t+1$	Mês $t+2$
	IND(-1)	IND(-1)	IND(-1)
Julho de 1995 e Dezembro de 2002			
Teste Wald	55,52 *	12,40	11,61
<i>p-valor</i>	0,00	0,83	0,87
Janeiro de 2003 e Junho de 2012			
Teste Wald	203,83 *	69,40 *	27,13
<i>p-valor</i>	0,00	0,00	0,08

Tabela 5 – Regressões dos Retornos do Fator SMB com Base no Retorno de Carteiras Setoriais Divididas em Subperíodos

Fonte: própria

Nota: Esta tabela apresenta o resultado do teste de Wald de significância conjunta dos coeficientes dos retornos setoriais defasados sobre os retornos do fator SMB para os meses  $t$ ,  $t+1$  e  $t+2$ . A hipótese nula do teste conjunto é que todos os coeficientes dos 16 retornos setoriais defasados são zero. As demais variáveis preditivas das regressões são o fator SMB, inflação (IPCA), diferença entre a taxa de juros de capital giro e o CDI, o *dividend yield* do mercado, a volatilidade do mercado e o risco país (EMBI+Br) defasados em um mês. Apenas as estatísticas dos testes e seus *p*-valores são reportados. \* indica que o teste conjunto é significativo com um nível de 5%.

Com um nível de significância de 5%, os retornos setoriais preveem os retornos do SMB para um mês adiante em ambos os períodos estudados, e também preveem para dois meses adiante no segundo período. Portanto, conclui-se que o poder de previsão dos retornos setoriais sobre o fator SMB de um mês à frente constatado anteriormente não se altera conforme o período estudado.

A Tabela 6 fornece os resultados dos testes conjuntos das regressões dos retornos do HML. No primeiro período eles são previstos pelos retornos de um mês atrás de 6 setores, e, no segundo período, pelos retornos de três meses atrás de 5 setores. Os resultados são coerentes com a baixa previsibilidade do fator HML no período completo.

	Mês t	Mês t+1	Mês t+2
	IND(-1)	IND(-1)	IND(-1)
7 anos entre Julho de 1995 e Dezembro de 2002			
Teste Wald	46,07 *	15,79	7,38
<i>p-valor</i>	0,00	0,61	0,99
8 anos entre Janeiro de 2003 e Junho de 2012			
Teste Wald	19,04	9,69	67,93 *
<i>p-valor</i>	0,39	0,94	0,00

Tabela 6 – Regressões dos Retornos do Fator HML com Base no Retorno de Carteiras Setoriais Divididas em Subperíodos.

Fonte: própria

Nota: Esta tabela apresenta o resultado do teste de Wald de significância conjunta dos coeficientes dos retornos setoriais defasados sobre os retornos do fator HML para os meses t, t+1 e t+2. A hipótese nula do teste conjunto é que todos os coeficientes dos 16 retornos setoriais defasados são zero. As demais variáveis preditivas das regressões são o fator HML, inflação (IPCA), diferença entre a taxa de juros de capital giro e o CDI, o *dividend yield* do mercado, a volatilidade do mercado e o risco país (EMBI+Br) defasados em um mês. Apenas as estatísticas dos testes e seus p-valores são reportados. \* indica que o teste conjunto é significativo com um nível de 5%.

### 4.3.

#### Previsão da volatilidade do SMB e HML em função das carteiras setoriais

As tabelas 7 e 8 apresentam os resultados dos modelos EGARCH e TGARCH para o SMB e HML, respectivamente. Somente os valores dos coeficientes dos retornos defasados ao quadrado ( $\delta$ ) das equações (5) a (8) e seus p-valores são mostrados.

Conforme apresentado na tabela 7, a análise do modelo EGARCH mostra que, para o mês  $t$ , apenas 1 dos 16 setores contém informações preditivas da volatilidade do SMB; para o mês  $t+1$ , nenhum setor prevê a volatilidade do SMB; e para o mês  $t+2$ , 3 setores preveem a volatilidade do SMB. Quanto ao modelo TGARCH, 3 dos 16 setores preveem a volatilidade do SMB para o mês  $t$ ; e 5 setores preveem a volatilidade do SMB para os meses  $t+1$  e  $t+2$ .

Quanto à previsão da volatilidade do fator HML, a análise do modelo EGARCH da tabela 8 demonstra que para os meses  $t$  e  $t+1$ , 4 de 16 setores possuem poder preditivo; e para o mês  $t+2$ , 5 setores preveem a volatilidade do HML. Já o modelo TGARCH aponta que, para o mês  $t$ , 4 de 16 setores contém informações preditivas da volatilidade do HML; para o mês  $t+1$ , 3 setores preveem a volatilidade do HML; e 2 setores preveem a volatilidade do HML para o mês  $t+2$ .

Ao contrário da previsibilidade dos retornos dos fatores, em relação ao SMB, um número maior de setores prevê a volatilidade do HML. Além disso, a previsibilidade não se limita somente ao horizonte  $t$ , estendendo-se até o mês  $t+2$ .

Apesar de não reportados, os coeficientes dos termos que incorporam a assimetria na volatilidade de ambos os modelos se mostraram significativos com um nível de significância de 5% para a volatilidade do SMB em 70% dos testes, em especial para os horizontes  $t$  (81%) e  $t+1$  (75%), enquanto para o HML estes coeficientes não foram estatisticamente diferentes de zero em quase todos os testes.

Por sua vez, os coeficientes dos termos da variância condicional defasada de ambos os modelos apresentaram-se altamente significativos em todos os testes, indicando que choques nas variâncias condicionais são persistentes no tempo.

Em suma, podemos concluir que as informações contidas nos retornos de certos setores possuem poder preditivo em até 3 meses da volatilidade para os fatores SMB e HML. Além disso, para alguns setores, esse resultado é robusto quanto ao modelo de volatilidade utilizado dentre EGARCH, EGARCH-in-mean TGARCH e TGARCH-in-mean.

Setor	Modelo EGARCH						Modelo TGARCH					
	Mês t		Mês t+1		Mês t+2		Mês t		Mês t+1		Mês t+2	
	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor
ALIM	-0,0003	0,7405	0,0011	0,3528	0,0007	0,1012	-0,0075	0,6759	-0,0046	0,8068	-0,0055	0,7538
COMER	0,0006	0,2092	0,0005	0,3666	0,0002	0,3463	0,0163	0,4704	0,0105	0,6853	0,0158	0,5484
CONST	0,0001	0,1649	0,0001	0,1955	-0,0003	0,1265	0,0080 *	0,0001	0,0077 *	0,0001	0,0084 *	0,0000
ELETRO	0,0000	0,9882	0,0000	0,7266	-0,0002 *	0,0031	0,0022	0,1952	0,0024	0,1567	0,0035	0,0906
ENERG	0,0003	0,1357	0,0002	0,2581	0,0003	0,2726	0,0104	0,2655	0,0047	0,4435	0,0039	0,4932
FIN	0,0006	0,1220	0,0005	0,2878	0,0002	0,2233	0,0380 *	0,0067	0,0329 *	0,0160	0,0349 *	0,0037
INDMANU	-0,0020 *	0,0116	0,0010	0,0958	0,0008	0,2273	0,0203	0,1318	0,0282 *	0,0454	0,0273	0,0584
INF	0,0005	0,2438	0,0005	0,2412	0,0005	0,2517	0,0144	0,3518	0,0139	0,3552	0,0147	0,3956
MIN	0,0002	0,5956	0,0001	0,7802	0,0004	0,1638	0,0241	0,1285	0,0178	0,1820	0,0452 *	0,0353
PAPEL	-0,0002	0,6855	-0,0002	0,6458	-0,0008 *	0,0465	0,0046	0,6711	0,0029	0,7801	0,0031	0,7430
PETRO	0,0000	0,4965	0,0000	0,5912	0,0000	0,9557	0,0105	0,0617	0,0121 *	0,0367	0,0185 *	0,0112
QUIM	0,0001	0,4975	0,0002	0,4099	0,0002	0,4263	0,0037	0,3386	0,0040	0,2951	0,0045	0,2423
SIDMET	-0,0004	0,2536	-0,0003	0,3921	-0,0002	0,4533	-0,0010	0,9443	-0,0001	0,9946	0,0018	0,8969
TEXTIL	0,0000	0,8953	0,0000	0,9680	-0,0005 *	0,0072	0,0194 *	0,0143	0,0179 *	0,0217	0,0159 *	0,0359
TRANSP	-0,0003	0,1034	-0,0003	0,1210	-0,0001	0,6052	0,0032	0,7375	0,0077	0,4626	0,0050	0,6208
VEIC	0,0000	0,7204	0,0000	0,8604	0,0000	0,9333	0,0030	0,6400	0,0040	0,5388	0,0016	0,8000

Tabela 7 – Poder de Previsão dos Retornos Setoriais para a Volatilidade do Fator SMB: Testes pelos Modelos EGARCH e TGARCH.

Fonte: própria

Nota: Esta tabela apresenta as previsões da volatilidade dos retornos do fator SMB utilizando, separadamente, os retornos de 16 setores econômicos em três horizontes: mês t, mês t+1 e mês t+2. Os testes foram executados utilizando os modelos EGARCH e TGARCH conforme equações 5 e 7, respectivamente. Somente os valores dos coeficientes dos retornos setoriais defasados ao quadrado e seus p-valores são apresentados. \* indica que o coeficiente é significativo com um nível de significância de 5%. O período amostral é de julho de 1995 a junho de 2012.

Setor	Modelo EGARCH						Modelo TGARCH					
	Mês t		Mês t+1		Mês t+2		Mês t		Mês t+1		Mês t+2	
	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor	$\delta$	p-valor
ALIM	0,0038 *	0,0202	0,0039 *	0,0453	0,0031	0,0621	0,1426	0,2263	0,2269	0,0933	0,0913	0,1846
COMER	0,0021 *	0,0015	0,0024 *	0,0024	0,0021 *	0,0125	0,0763	0,1079	0,1084	0,1517	0,0875	0,1279
CONST	0,0001	0,4030	0,0001	0,2494	-0,0001	0,4879	0,0016	0,8137	0,0008	0,9024	0,0005	0,9194
ELETRO	-0,0001	0,6748	0,0000	0,9515	0,0001	0,5707	-0,0030	0,5163	-0,0018	0,7060	-0,0007	0,8668
ENERG	0,0014 *	0,0001	0,0015 *	0,0002	0,0017 *	0,0007	0,1041 *	0,0308	0,1941 *	0,0010	0,1556	0,1604
FIN	0,0014	0,0774	0,0015	0,0575	0,0018	0,0513	0,0246	0,5371	0,0319	0,4404	0,0467	0,3835
INDMANU	0,0030	0,1391	0,0032	0,1458	-0,0012	0,5017	0,0438	0,3082	0,0660	0,1949	-0,0014	0,9721
INF	0,0016 *	0,0041	0,0020 *	0,0004	0,0018 *	0,0394	0,1168	0,1948	0,2462	0,1146	0,1044	0,4658
MIN	0,0003	0,5822	0,0003	0,6732	0,0015 *	0,0004	0,0223	0,4257	0,0238	0,4592	0,0578	0,1282
PAPEL	-0,0001	0,7512	-0,0003	0,5494	-0,0001	0,7730	-0,0321 *	0,0000	-0,0260 *	0,0000	-0,0223 *	0,0000
PETRO	-0,0001	0,8205	-0,0001	0,8331	0,0010 *	0,0000	0,0455 *	0,0000	0,0796 *	0,0007	0,1021 *	0,0352
QUIM	0,0001	0,4876	0,0001	0,4160	-0,0001	0,8917	-0,0053	0,3242	-0,0026	0,6588	-0,0024	0,7284
SIDMET	-0,0004	0,6756	-0,0005	0,5189	-0,0005	0,3849	-0,0103	0,4894	-0,0323	0,5882	-0,0248	0,1384
TEXTIL	0,0000	0,9674	0,0002	0,6295	0,0004	0,6190	-0,0184	0,2983	-0,0232	0,1457	-0,0238	0,0852
TRANSP	-0,0004	0,2991	-0,0005	0,3117	-0,0005	0,2812	-0,0220 *	0,0001	-0,0101	0,2314	-0,0101	0,2493
VEIC	-0,0002	0,6688	-0,0002	0,6908	0,0003	0,0803	-0,0024	0,9048	-0,0275	0,3280	-0,0074	0,7075

Tabela 8 – Poder de Previsão dos Retornos Setoriais para a Volatilidade do Fator HML: Testes pelos Modelos EGARCH e TGARCH.

Fonte: própria

Nota: Esta tabela apresenta as previsões da volatilidade dos retornos do fator HML utilizando, separadamente, os retornos de 16 setores econômicos em três horizontes: mês t, mês t+1 e mês t+2. Os testes foram executados utilizando os modelos EGARCH e TGARCH conforme equações 6 e 8, respectivamente. Somente os valores dos coeficientes dos retornos setoriais defasados ao quadrado e seus p-valores são apresentados. \* indica que o coeficiente é significativo com um nível de significância de 5%. O período amostral é de julho de 1995 a junho de 2012.

#### **4.4. Análise de robustez**

Para testar a robustez da evidência de previsibilidade do retorno do SMB, estimamos as covariâncias no tempo entre os retornos defasados em um mês dos setores e os retornos do fator SMB; e a resposta ao impulso do primeiro sobre o segundo. Espera-se que a covariância entre ambos os retornos seja significativamente superior a zero e que o impulso sobre os retornos setoriais gere uma resposta positiva no retorno do fator SMB de um mês à frente. Não foi realizada análise do retorno do HML dado que o mesmo não apresentou resultados significativos na Tabela 4.

##### **4.4.1. Resposta ao impulso**

Para averiguar a resposta do fator SMB ao choque de um desvio-padrão nas inovações dos retornos dos setores, foram estimados modelos de Vetor Auto-Regressivo (VAR) bivariados com 3 defasagens (consistente com a defasagem estudada nesta pesquisa). Os resultados são apresentados na Figura 1, que mostra uma resposta positiva do SMB aos choques das inovações dos retornos de todos os setores em um mês adiante. As menores respostas são as dos choques sobre os retornos dos setores TRANSP e MIN, que anteriormente foram apontadas como não possuidoras de informação preditiva para o SMB de um mês à frente com um nível de significância de 5%. Os choques sobre os setores ALIM, COMER e INDMANU mantiveram a resposta positiva sobre o SMB para mais um mês, em linha com o evidenciado na Tabela 3 de que somente esses possuem informações preditivas do retorno do fator para o mês  $t+1$ . Por fim, os choques nos retornos dos setores VEIC e CONST, os quais foram os únicos que apresentaram poder preditivo para o retorno do fator SMB para o mês  $t+2$ , causaram uma resposta sobre o SMB superior às demais para 3 meses adiante.

Portanto, esta análise corrobora os resultados anteriormente apresentados de que os retornos setoriais antecipam os retornos do fator SMB em um mês à frente.

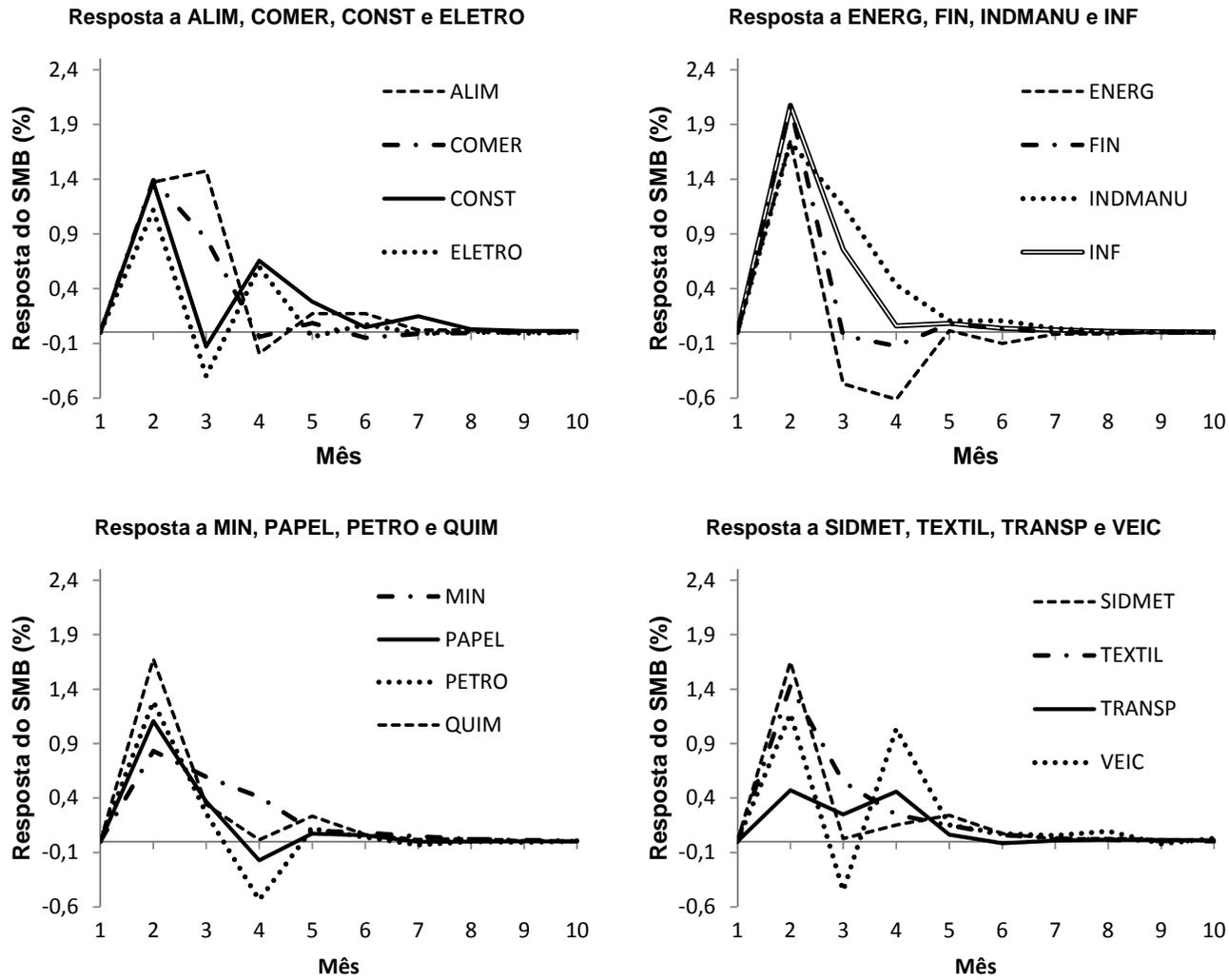


Figura 1 - Resposta do retorno do fator SMB ao choque de um desvio padrão sobre as inovações dos retornos setoriais.  
 Fonte: própria

#### 4.4.2. Covariância no tempo

Para analisar a covariância no tempo entre o retorno defasado em um mês dos 16 setores e o retorno do fator SMB, foi utilizado o modelo bivariado GARCH (1,1) calculado através da especificação VECM (BROOKS, 2008, p. 432):

$$SMB_t = \mu_{SMB} + \epsilon_{SMB,t} ,$$

$$R_{i,t-1} = \mu_{R_i} + \epsilon_{R_i,t-1} ,$$

$$\sigma_{SMB,t}^2 = \omega_{SMB} + \beta_{SMB} \sigma_{SMB,t-1}^2 + \alpha_{SMB} \epsilon_{SMB,t-1}^2 , \quad (9)$$

$$\sigma_{R_i,t-1}^2 = \omega_{R_i} + \beta_{R_i} \sigma_{R_i,t-2}^2 + \alpha_{R_i} \epsilon_{R_i,t-2}^2 ,$$

$$\sigma_{SMB_t-R_{i,t-1},t} = \omega_{SMB,R_i} + \beta_{SMB,R_i} \sigma_{SMB_t-R_{i,t-1},t-1} + \alpha_{SMB,R_i} \epsilon_{SMB,t-1} \epsilon_{R_i,t-2}$$

onde  $\sigma_{SMB}^2$  é a variância condicional de SMB,  $\sigma_{R_i}^2$  é a variância condicional do retorno do setor i, e  $\sigma_{SMB_t-R_{i,t-1}}$  é a covariância condicional entre SMB e o retorno defasado em um mês do setor i.

A Figura 2 mostra as covariâncias no tempo entre os retornos do fator SMB e os retornos defasados em um mês dos setores COMER, CONST, FIN e SIDMET. Por questões de espaço, os gráficos dos demais setores não são reproduzidos.

Apesar de haver períodos com covariâncias negativas, na maior parte do tempo elas apresentaram sinal positivo. Em comparação ao mercado norte-americano, as covariâncias entre os retornos setoriais e o SMB são muito mais voláteis no Brasil, em especial na primeira metade do período de análise.

Para todos os setores foram realizados testes t para constatar se as covariâncias possuem sinal positivo no tempo. Os resultados apresentados na Tabela 9 indicam que, com o nível de significância de 5%, a covariância entre os retornos de todos os setores (exceto o de transportes) e o retorno de um mês a frente do fator SMB é positiva.

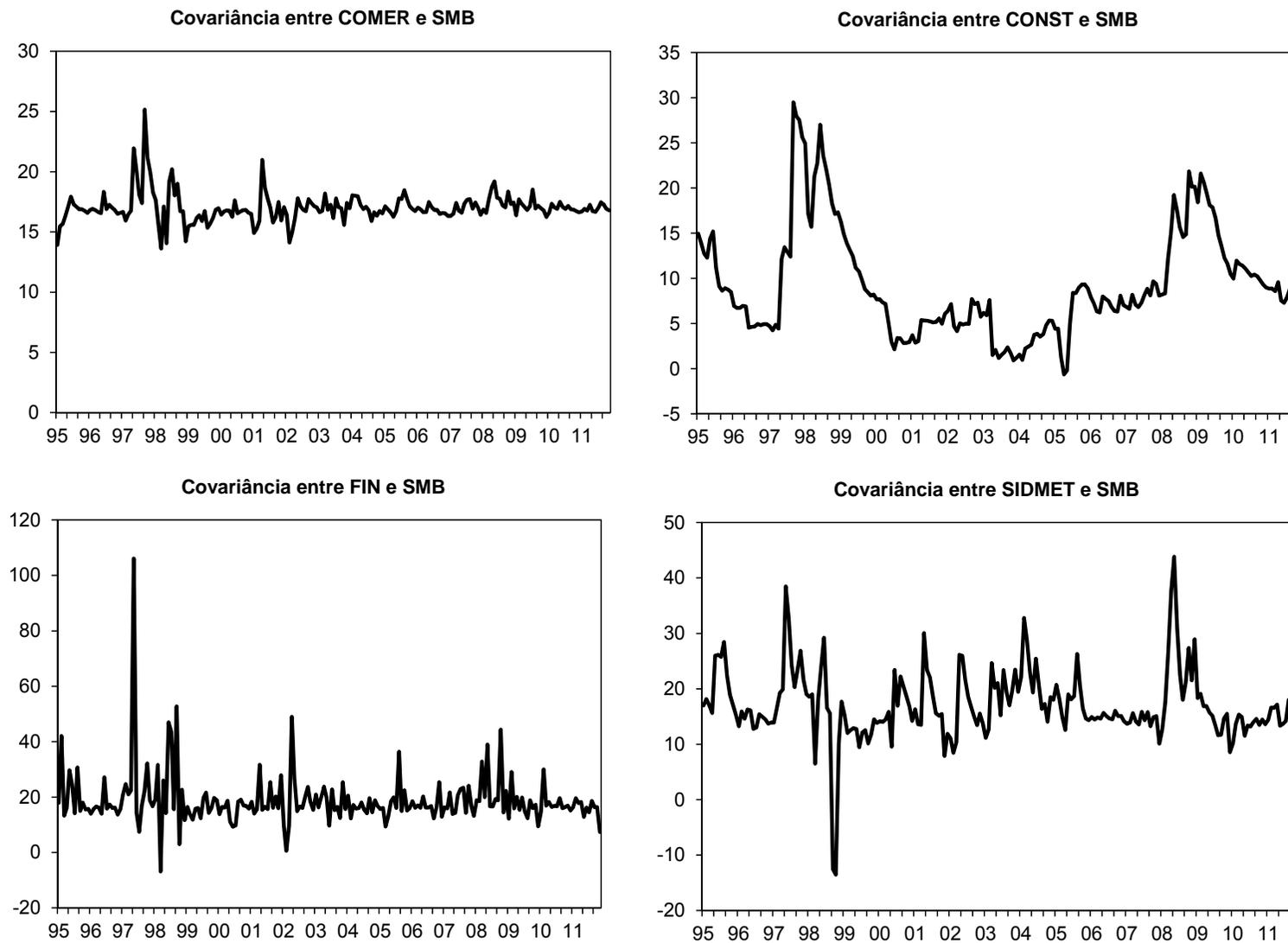


Figura 2 - Covariância entre os retornos dos setores COMER, CONST, FIN e SIDMET e os retornos do fator SMB.

Fonte: própria

Setor	Estatística t	p-valor	Setor	Estatística t	p-valor
ALIM	54,75 *	0,00	MIN	11,31 *	0,00
COMER	199,33 *	0,00	PAPEL	35,94 *	0,00
CONST	21,99 *	0,00	PETRO	27,60 *	0,00
ELETRO	157,73 *	0,00	QUIM	19,43 *	0,00
ENERG	11,84 *	0,00	SIDMET	38,35 *	0,00
FIN	27,94 *	0,00	TEXTIL	18,63 *	0,00
INDMANU	4,63 *	0,00	TRANSP	-0,48	0,68
INF	15,79 *	0,00	VEIC	47,47 *	0,00

Tabela 9 – Teste de Hipótese das Covariâncias entre os Retornos do SMB e das Carteiras Setoriais.

Fonte: própria

Nota: Esta tabela apresenta as estatísticas do teste de que as covariâncias condicionais entre o SMB e os retornos setoriais defasados em um mês são positivas. O modelo bivariado GARCH (1,1) calculado através da especificação VECH foi utilizado para estimar as covariâncias condicionais. A hipótese nula é que a média das covariâncias condicionais estimadas é zero e a hipótese alternativa é que a média das covariâncias condicionais estimadas é positiva. \* indica rejeição da hipótese nula com um nível de significância de 5%. O período amostral completo é de julho de 1995 a junho de 2012.

## 5 Conclusão

Nesta pesquisa, foi investigado se os retornos de 16 carteiras formadas por empresas pertencentes a um mesmo setor econômico são capazes de prever os movimentos para até três meses seguintes dos fatores SMB e HML do modelo de apreçamento de ativos de Fama e French, durante o período compreendido entre julho de 1995 e junho de 2012.

Foi observado que apenas dois setores não preveem os retornos do fator SMB para um mês adiante com um nível de significância de 5%. Para dois e três meses à frente, apenas 3 e 2 setores, respectivamente, foram capazes de prever os movimentos dos retornos do fator SMB. A previsibilidade dos retornos do SMB para um mês à frente também se manteve quando a análise foi dividida em dois subperíodos de diferentes cenários político-econômicos do país. Quanto aos retornos do fator HML, apenas um setor apresentou poder preditivo para um mês adiante.

Em relação à volatilidade dos fatores, constatou-se que os retornos ao quadrado de alguns setores econômicos possuem informação preditiva para a volatilidade do SMB e HML para até três meses adiante. Essas evidências são semelhantes às encontradas por Tsuji (2008, 2012) nos mercados japonês e norte-americano.

Os resultados desta pesquisa servem como indício de que a hipótese de difusão gradual das informações também se aplica ao Brasil. De fato, essa hipótese pode estar associada à menor disponibilidade de informações a que os investidores brasileiros têm acesso quando comparado ao mercado norte-americano. Por sua vez, o fato de haver um número menor de empresas listadas na bolsa brasileira poderia fazer com que os investidores conseguissem processar um número de informações mais abrangentes referentes aos diversos setores, a despeito da sua capacidade limitada de processamento delas. Em contrapartida, a base de investidores deste país é significativamente inferior à das bolsas dos Estados Unidos. Sendo assim, os resultados aqui obtidos corroboram as recentes teorias da ciência comportamental que afirmam que os investidores tem racionalidade limitada.

O fato de os setores preverem os retornos do fator SMB está alinhado com o constatado por Hou e Moskowitz (2005) e Hou (2007) de que os retornos das empresas grandes preveem os movimentos dos retornos das empresas pequenas. Como as ações de empresas pequenas demoram a reagir às novas informações por serem negligenciadas, os retornos do SMB também demorarão a reagir, uma vez que esse fator é composto pelo retorno das ações dessas empresas.

A previsibilidade da volatilidade do SMB e HML também corrobora a hipótese de difusão gradual das informações no Brasil uma vez que, conforme provado por Ross (1989), a variância dos preços se iguala à taxa de fluxo de informações. Desta forma, o fato de as informações passadas possuírem poder preditivo para a volatilidade atual expõe que o mercado demora a incorporar todas as informações disponíveis.

Por sua vez, a previsibilidade da volatilidade do SMB e do HML não pode ser considerada evidência de desvio da hipótese de eficiência de mercado porque este fato não se traduz em oportunidades de se obter retornos acima da média do mercado.

Já a previsibilidade dos retornos do SMB pode ser considerada como mais uma evidência de violação da hipótese de eficiência de mercado da forma semiforte no Brasil. Ao se assumir que o modelo de Fama e French se aplica ao mercado brasileiro, a possibilidade de previsão do fator SMB com base nas informações públicas passadas faz com que haja a possibilidade de se obterem ganhos superiores à média do mercado, contradizendo essa hipótese. Faz-se oportuno destacar que quaisquer ganhos superiores teóricos devem ser constatados mensurando e incorporando às análises os custos de transação inerentes à estratégia elaborada para explorar a oportunidade. Sendo assim, pesquisas futuras que validem a aplicação do modelo de três fatores de Fama e French no mercado brasileiro seriam de extrema importância para enriquecer os resultados aqui evidenciados.

Outro ponto a ser ressaltado refere-se aos baixos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) das previsões dos retornos do SMB a partir dos retornos defasados em um mês dos setores econômicos, cujo valor máximo foi de 0,10. Um dos argumentos utilizados pelos defensores da hipótese de eficiência de mercado é que apenas uma pequena parcela das variações dos retornos pode ser explicada por informações passadas. Sendo assim, a construção e a avaliação de estratégias de investimento que explorem esta previsibilidade contribuiriam para a elucidação desta questão.

Além dos pontos destacados anteriormente, a reduzida quantidade de ações disponíveis no mercado nacional para a formação das carteiras setoriais é uma limitação relevante desta pesquisa. Esta peculiaridade fez com que certas carteiras ficassem pouco diversificadas, o que pode comprometer a estimação dos modelos. Entretanto, nada pode ser feito em relação a esta limitação de base de dados tendo em vista tratar-se de reflexo da baixa liquidez e elevada concentração do mercado acionário brasileiro.

Futuramente, quando um período mais extenso de dados estiver disponível, esta pesquisa poderá ser novamente realizada separando a análise em períodos de recessão e de crescimento para averiguar se a previsibilidade está relacionada com os ciclos econômicos. Ademais, pesquisas que investiguem a previsibilidade do retorno do mercado de ações brasileiro com base nos retornos defasados de carteiras formadas por empresas de um mesmo setor econômico contribuiriam para um maior entendimento do comportamento do mercado acionário deste país.

## Referências bibliográficas

ARBEL, A.; CARVELL, S.; STREBEL, P. Giraffes, Institutions and Neglected Firms. **Financial Analysts Journal**, v. 39, n. 3, p. 57-63, 1983.

BOLLERSLEV, T.; WOOLDRIDGE, J. M. **Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances**. *Econometric Reviews*, v. 11, n. 2, p. 143-172, 1992.

BONOMO, M. A.; DALL'AGNOL, I. Retornos Anormais e Estratégias Contrárias. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2, 2002. Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Finanças, 2002.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics For Finance**. 2.ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.

CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook. **Journal of Portfolio Management**, v. 24, n. 2, p. 11-26, 1998.

COSTA JR., N. C. A. Sazonalidades do Ibovespa. **RAE - Revista de Administração de Empresas**, v. 30, n. 3, p. 79-84, 1990.

DE BONDT, W.; THALER, R. Does the Stock Market Overreact. **Journal of Finance**, v. 40, n. 3, p. 793-805, 1985.

FAMA, E. Efficient Capital Markets: II. **Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

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

\_\_\_\_\_.; FRENCH, K. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.

FAMÁ, R. *et al.* Anomalias do mercado acionário brasileiro: a verificação do efeito janeiro no período de 1969 a 2006. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 7, 2007. São Paulo. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2007.

HONG, H.; TOROUS, W.; VALKANOV, R. Do Industries Lead Stock Markets? **Journal of Financial Economics**, v. 83, n. 2, p. 367-396, 2007.

HOU, K. **Industry Information Diffusion and the Lead-Lag Effect in Stock Returns**. *Review of Financial Studies*, v. 20, n. 4, p. 1113-1138, 2007.

\_\_\_\_\_.; MOSKOWITZ, T. **Market Frictions, Price Delay, and the Cross-Section of Expected Returns**. *Review of Financial Studies*, v. 18, n. 3, p. 981-1020, 2005.

KAHNEMAN, D. **Maps of Bounded Rationality: Psychology for Behavioral Economics**. American Economic Review, v. 93, n. 5, p. 1449-1475, 2003.  
 \_\_\_\_\_.; SLOVIC, P.; TVERSKY, A. **Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases**. Cambridge: Cambridge University Press. 1982.

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

MÁLAGA, F. **Retorno de ações: modelo de Fama e French aplicado ao mercado acionário brasileiro**. São Paulo: Saint Paul Editora, 2007.

MARKOWITZ, H. **Portfolio Selection Efficient Diversification of Investments**. New York: John Wiley & Sons, 1959.

MERTON, R. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. **Journal of Finance**, v. 42, n. 3, p. 483-510, 1987.

MILANEZ, D. **Finanças Comportamentais no Brasil**. 2003. Dissertação (Mestrado em Economia das Instituições e do Desenvolvimento) Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

MINARDI, A. M. A. F. Águas passadas não movem moinho. Preços passados movem o mercado? In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 26, 2002. Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2002.

MUSSA, A.; FAMÁ, R.; SANTOS, J. O. A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. **Revista de Gestão**, v. 19, n. 3, p. 453-472, 2012.  
 \_\_\_\_\_.; ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Modelos de retornos esperados no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. **Revista de Ciências da Administração**, v. 11, n. 23, p. 192-216, 2009.

NEWBY, W.; WEST, K. **A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix**. Econometrica, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

NOVIS, J. A. N.; SAITO, R. Pagamentos de dividendos e persistência de retornos anormais das ações: evidência do mercado brasileiro. **RAE - Revista de Administração de Empresas**, v. 38, n. 2, p. 135-143, 2003.

OLIVEIRA, R. D. F.; CARRETE, L. S. Estudo Empírico Sobre a Previsibilidade do Retorno de Mercado no Brasil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 5, 2005. São Paulo. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2005.

RAYES, A. C.; ARAÚJO, G.; BARBEDO, C. H. O modelo de 3 fatores de Fama e French ainda explica os retornos no mercado acionário brasileiro? **Revista Alcance**, v. 19, n. 1, p. 52-61, 2012.

ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Estudo comparativo no mercado brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), modelo de três fatores de Fama e French e Reward Beta Approach. **RAC-Eletrônica**, v. 3, n. 1, p. 159-179, 2009.

ROSS, S. A. Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy. **Journal of Finance**, v. 44, n. 1, p. 1-17, 1989.

SCHOR, A.; BONOMO, M. A.; PEREIRA, P. Arbitrage Pricing Theory (APT) e variáveis macroeconômicas: Um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v. 1, n. 1, p. 38-63, 2002.

SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-443, 1964.

SHILLER, R. **Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?** American Economic Review, v. 71, n. 3, p. 421-436, 1981.

\_\_\_\_\_. **Irrational Exuberance**. New York: Broadway Books, 2000.

SOUZA, T. D. O. Asset allocation e previsibilidade de retorno do Ibovespa. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 6, 2006. Vitória. **Anais...** Vitória: Sociedade Brasileira de Finanças, 2006.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 2, p. 199-247, 2002.

TSUJI, C. Do Industries Contain Predictive Information for the Fama-French Factors? **Quantitative Finance**, v. 12, n. 6, p. 969-991, 2012.

\_\_\_\_\_. Do Industries Lead Fama-French Factors Returns in Japan? **The Open Business Journal**, v. 1, n. 1, p. 34-39, 2008.

WU, Q.; SHAMSUDDIN, A. Do Industries Lead the Stock Market in Australia? An Examination of the Gradual Information Diffusion Hypothesis. In: **Australasian Finance & Banking Conference**, v. 23, Sydney. 2010.