



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA - MPE

GLAYLSON RODRIGUES SAMPAIO

**MODELAGEM DO COMPORTAMENTO *FORWARD-LOOKING* DOS ÍNDICES
SETORIAIS NO BRASIL**

FORTALEZA
2015

GLAYLSON RODRIGUES SAMPAIO

**MODELAGEM DO COMPORTAMENTO *FORWARD-LOOKING* DOS ÍNDICES
SETORIAIS NO BRASIL**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Finanças e Seguros.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos

Coorientador: Me. Lucas Ferreira de Castro

FORTALEZA

2015

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

-
- S192m Sampaio, Glaylson Rodrigues
Modelagem do comportamento *forward-looking* dos índices setoriais no Brasil / Glaylson Rodrigues Sampaio. – 2015.
41p. il. color., enc.; 30 cm.
- Dissertação (mestrado profissional) – Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.
Orientador: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos
1. Análise Setorial. I. Título.

GLAYLSON RODRIGUES SAMPAIO

**MODELAGEM DO COMPORTAMENTO *FORWARD-LOOKING* DOS ÍNDICES
SETORIAIS NO BRASIL**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de concentração: Finanças e Seguros.

Aprovada em: **12 de março de 2015.**

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho
Universidade Federal do Ceará – UFC

Me. Lucas Ferreira de Castro (Membro Convidado)
Caixa Econômica Federal – CEF

AGRADECIMENTOS

A Deus, Senhor de todas as coisas.

À minha família, pelo apoio incondicional e compreensão dos momentos de ausência, especialmente, à minha mãe Maria do Carmo, à minha esposa Lílian e ao meu filho José Guilherme.

Ao professor Paulo Rogério Faustino Matos, pelo voto de confiança em desenvolver sua ideia e por sua atenção e orientação.

Aos professores Andrei Gomes Simonassi e Emerson Luís Lemos Marinho, por aceitarem prontamente o convite de participar da banca examinadora e por suas valiosas contribuições para a melhoria deste documento.

A Lucas Ferreira de Castro, por suas sugestões e pelo desenvolvimento das rotinas de programação que permitiram selecionar os modelos em tempo hábil.

Aos colegas do Ambiente de Políticas de Desenvolvimento, do BNB, e, em especial, a minha gestora Sâmia Frota, pela compreensão e incentivos.

Ao Banco do Nordeste do Brasil S.A., pelo apoio concedido para a conclusão desse processo.

Por fim, agradeço à ANBIMA pelo suporte financeiro concedido por meio do "X Prêmio ANBIMA de Mercado de Capitais".

RESUMO

Os comovimentos entre os preços de ativos sugerem a atuação de influências exógenas. No entanto, não há consenso na literatura sobre quais fatores econômicos são determinantes. Neste estudo, investiga-se a sensibilidade dos índices setoriais BM&FBOVESPA a mudanças nas expectativas dos participantes do mercado para as variáveis econômicas constantes do Relatório Focus. Compõem a amostra os sete índices setoriais com série completa para o período de janeiro de 2009 a junho de 2014, compreendendo 286 observações semanais. A abordagem utilizada para a modelagem da média das séries dos índices fundamenta-se na teoria de precificação multifatorial, utilizando-se as variáveis *forward-looking* acompanhadas nesse relatório como candidatas a fatores. Dada a presença de heterocedasticidade condicional nas séries de retornos dos índices setoriais, propõe-se o arcabouço GARCH para modelagem da volatilidade. Os resultados sugerem que algumas variáveis de expectativas são significativas para explicação das variações dos índices setoriais brasileiros e que os modelos multifatoriais propostos podem gerar ganhos de previsão, evidenciados pela redução do erro quadrático médio das projeções de retorno.

Palavras-Chave: Análise setorial. Tempestividade. Modelo multifatorial. Efeitos ARCH.

ABSTRACT

The co-movements among asset prices suggest the action of exogenous influences, however, there is no consensus in the literature about which economic factors are responsible. This study investigates the sensitivity of the sector indexes BM&FBOVESPA to changes in expectations of market participants to the constant economic variables Focus Report. Make up the sample the seven sectoral indexes with complete series for the period January 2009 to June 2014, comprising 286 weekly observations. The approach used for the average modeling of indexes of series is based on multifactor pricing theory, using the forward-looking variables accompanied this report as candidates for factors. Given the presence of conditional heteroskedasticity in the sector indexes return series, it is proposed to GARCH framework for modeling the volatility. The results suggest that some expectations variables are significant for explanation of variations in Brazilian industry indices and the proposed multifactor models of returns can generate prediction gains evidenced by reduced of mean squared error of the return predictions.

Keywords: Sectorial analysis. Timing. Multifactorial model. ARCH effects.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Rentabilidade Acumulada dos Índices Setoriais Brasileiros.....	25
Figura 2 - Rentabilidade semanal dos índices setoriais brasileiros (%)......	26
Figura 3 - Volatilidade estimada para as séries de retornos dos índices setoriais.....	35

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Descrição das variáveis de expectativas econômicas candidatas a fatores.....	27
Quadro 2 - Resumo das relações entre as variáveis de expectativa e os índices setoriais, nos modelos de retorno esperado.....	31
Quadro 3 - Resumo das relações entre as variáveis de expectativa e os índices setoriais, nos modelos de volatilidade.....	34

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas do Ibovespa e dos índices setoriais da BM&FBOVESPA (jan. 2009 – jun. 2014).....	24
Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis candidatas a fatores dos índices setoriais brasileiros.....	28
Tabela 3 - Modelos estimados para a média dos retornos dos índices setoriais.....	30
Tabela 4 - Variação de EQM - modelo multifatorial versus unifatorial (previsões <i>in-sample</i> , da primeira semana de jul. 2013 à última de jun. 2014 - 53 observações).....	32
Tabela 5 - Modelos estimados para a volatilidade dos índices setoriais do Brasil.....	32

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	10
2	ÍNDICES SETORIAIS BRASILEIROS.....	12
2.1	Análise setorial à luz de expectativas para variáveis macroeconômicas.....	14
3	METODOLOGIA.....	17
3.1	Modelo de apreçamento multifatorial.....	17
3.2	Modelagem da volatilidade.....	19
3.2.1	<i>Modelo ARCH</i>.....	20
3.2.2	<i>Modelo GARCH</i>.....	22
4	EXERCÍCIO EMPÍRICO.....	24
4.1	Base de dados.....	24
4.2	Modelagem <i>forward-looking</i> dos índices setoriais.....	28
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	37
	REFERÊNCIAS.....	39

1 INTRODUÇÃO

O apreçamento de ativos constitui um dos temas mais abordados em finanças, embora, seja ainda pouco explorado no Brasil. Para além da academia, esse assunto reveste-se de importância prática no cotidiano dos investidores, sob o princípio de que são indivíduos racionais que pensam na margem¹. Dessa forma, espera-se que, para alcançar seus objetivos, suas tomadas de decisões se pautem no máximo de informações disponíveis, sejam do passado ou de conjecturas sobre o futuro.

No âmbito da Teoria de Apreçamento de Ativos, este estudo se propõe a modelar o comportamento em termos de rentabilidade e de volatilidade dos índices setoriais brasileiros em função do prêmio de risco do mercado e de expectativas para as variáveis econômicas monitoradas no Relatório de Mercado - Focus, divulgado semanalmente pelo Banco Central do Brasil (BCB).

Diante da necessidade de diversificação dos investimentos, os índices setoriais BM&FBOVESPA podem constituir uma alternativa, sendo interessante identificar as fontes de risco a que estão expostos. Este estudo agrega ao campo das finanças empíricas ao identificar fatores atrelados a expectativas dos analistas do mercado que contribuam para explicação das variações desses índices.

Estimam-se regressões das séries de retornos excedentes dos índices setoriais contra a série de retornos excedentes de mercado e contra os valores esperados pelos analistas de mercado para algumas variáveis econômicas ao fim do ano seguinte. Adota-se a hipótese de que tais índices reagem, e de forma distinta, a mudanças nessas variáveis prospectivas.

Embora não se tratem de variáveis de sentimento clássicas, como o são os índices de confiança do consumidor e da indústria, as variáveis tomadas como candidatas a fatores econômicos neste trabalho refletem a percepção do mercado para o desempenho de variáveis macroeconômicas diversas. Uma das vantagens desse tipo de variável advém dos possíveis ganhos de tempestividade associado à antecipação de tendências macroeconômicas.

A seleção do modelo estimado para a equação da média, com a inclusão de fatores adicionais para explicação das variações de cada um dos índices setoriais, baseia-se nos critérios de informação de Schwarz e de Akaike (AIC), utilizando-se o menor EQM (erro quadrático médio) das séries de previsões de um ano, *in-sample*, como critério de desempate.

¹ MANKIW, N. G. Princípios de Macroeconomia. Tradução: Allan Vidigal Hastings, Elisete Paes e Lima. 5. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2009.

Dada a presença de heterocedasticidade condicional nas séries dos índices setoriais, propõe-se o arcabouço GARCH para modelação da volatilidade dos dados. Neste caso, prioriza-se a parcimônia, utilizando-se o critério de Schwarz ou BIC (*Bayesian information criterion*) para a seleção dos modelos.

O objetivo geral desta dissertação consiste em investigar que variáveis de expectativas macroeconômicas divulgadas no Boletim Focus se mostram significativas na descrição do comportamento dos índices setoriais brasileiros.

Quanto aos objetivos específicos, têm-se: abordar teorias de apreçamento multifatoriais; fazer projeções *in-sample* para os retornos a fim de subsidiar a seleção dos modelos; traçar algumas conjecturas setoriais vis-à-vis influências de variáveis macroeconômicas; e utilizar o método GARCH para modelação da variância condicional das séries dos índices objetos deste estudo.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: além desta introdução, na seção 2, faz-se uma breve descrição dos índices setoriais e algumas inferências acerca de suas relações com variáveis macroeconômicas. Na seção 3, detalha-se a metodologia utilizada, abordando-se os modelos CAPM, multifatoriais e ARCH-GARCH. Na seção 4, delineia-se o exercício empírico, envolvendo uma análise exploratória dos dados, a estimação dos modelos e uma discussão dos resultados. Por fim, na seção 5, traçam-se algumas considerações finais.

2 ÍNDICES SETORIAIS BRASILEIROS

No Brasil, ainda são poucos os estudos que abordam os índices setoriais. Em artigo relativamente recente, Medeiros (2012) analisa a volatilidade de quatro índices setoriais sob o arcabouço do modelo ARCH e suas extensões. O estudo chega à conclusão de que as especificações que modelam a assimetria se sobressaem sobre as demais. Além disso, detecta-se uma elevada persistência da volatilidade em todas as séries analisadas, notadamente, na série do IFNC.

Também em nível nacional, Righi, Ceretta e Silveira (2012) avaliam a *performance* dos índices setoriais, com o objetivo de identificar qual deles apresenta o melhor desempenho para o período de janeiro/2007 a meados de abril/2010. Com esse mister, utilizam algumas métricas de performance difundidas na literatura de finanças, concluindo que, dentre os índices setoriais, o de energia elétrica apresenta o melhor desempenho para o período amostral e que, assim, seria o mais indicado para os fins de composição de carteira.

Novamente, os pesquisadores Righi, Ceretta e Silveira (2014) exploram os índices setoriais. Porém, desta feita, buscam investigar a existência de relacionamentos entre esses portfólios, por meio de modelos de cointegração linear e não linear. Os autores concluem que apenas as relações intersetoriais Energia-Financeiro e Consumo-Financeiro possuem equilíbrio de longo prazo, havendo transmissão de preços entre tais índices.

Os índices setoriais se propõem a oferecer uma visão segmentada do comportamento do mercado de ações. Eles se constituem dos papéis das empresas mais significativas de setores específicos e representam um indicador do comportamento agregado do segmento econômico considerado. Este trabalho envolve os índices que representam os setores: de consumo (ICON), de energia elétrica (IEE), financeiro (IFNC), de materiais básicos (IMAT), imobiliário (IMOB), industrial (INDX) e de utilidade pública (UTIL).

No site da BM&FBOVESPA² estão disponíveis documentos com a metodologia completa de cada índice, onde são detalhados o objetivo, os ativos elegíveis para a carteira teórica, os critérios de inclusão e de exclusão de ativos, o critério de ponderação e os procedimentos para rebalanceamento dessa carteira.

Com base nessas informações, faz-se nesta seção uma descrição sucinta dos sete índices atualmente negociados na bolsa de valores brasileira. Detalhes adicionais, como a

² <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/BuscarIndices.aspx?idioma=pt-br>

composição atual das carteiras e suas estatísticas históricas (a exemplo da série de pontuação diária de fechamento), estão disponíveis no site citado.

Conforme a BM&FBOVESPA (2015), não são elegíveis a compor a carteira teórica dos índices setoriais, os *Brazilian Depositary Receipts* (BDRs) e ativos de companhias em recuperação judicial ou extrajudicial, regime especial de administração temporária, intervenção ou que sejam negociados em qualquer outra situação especial de listagem.

Em março de 2014, entraram em vigor algumas regras visando à padronização dos índices, que passaram a utilizar os procedimentos e as regras constantes do Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da BM&FBOVESPA e já estabelecidos para o Ibovespa.

Dentre as atualizações que repercutiram sobre os índices setoriais, destacam-se: a não inclusão, nas carteiras teóricas dos índices, de ativos classificados como “Penny Stock”³; adoção de critério de inclusão considerando participação mínima de 95% dos pregões analisados (com exceção do IEE, que continua exigindo a participação mínima de 80% no período de vigência das três carteiras anteriores); cálculo do Índice de Negociabilidade (IN) considerando 1/3 da participação no número de negócios e 2/3 da participação de volume financeiro; e, aplicação de todos os “Procedimentos Especiais” e de “Governança dos Índices” constantes do referido Manual. (BM&FBOVESPA, 2014a).

O primeiro índice setorial a ser listado na bolsa brasileira foi o índice de Energia Elétrica (IEE), que tem como objetivo medir o desempenho do setor do qual herda o nome. Ao lançar esse índice, em agosto de 1996, a BM&FBOVESPA vislumbrava fomentar o desenvolvimento do mercado de ações e de sua liquidez, fornecendo aos investidores uma nova alternativa de investimento.

A carteira teórica do IEE é composta pelos ativos de maior representatividade do setor de energia elétrica, obedecendo ao critério de ponderação *equal value weighted*, em que as ações têm igual participação em termos de valor na carteira.

O Índice do Setor Industrial (INDX) surgiu de um convênio entre a FIESP⁴ e a BM&FBOVESPA, visando medir o desempenho das ações mais representativas do setor industrial, que são selecionadas por sua liquidez e ponderadas na carteira pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação. Esses critérios gerais de seleção e de ponderação também se aplicam aos índices que se seguem.

³ Ativos cuja cotação seja inferior a R\$1,00 (BM&FBOVESPA, 2014b).

⁴ Federação das Indústrias do Estado de São Paulo.

O Índice de Consumo (ICON) tem o objetivo de fornecer uma visão segmentada do mercado de ações por meio da aferição do comportamento das ações das empresas representativas dos setores de consumo cíclico e não-cíclico.

O mais recente índice setorial, o Imobiliário (IMOB), de cujas negociações iniciaram em 2008, propõe-se a mensurar o comportamento das ações das empresas representativas dos setores da atividade imobiliária compreendidos por construção civil, intermediação imobiliária e exploração de imóveis.

O Índice Financeiro (IFNC) mede o comportamento das ações das empresas representativas dos setores de intermediários financeiros, serviços financeiros diversos e previdência e seguros. Enquanto, o Índice Materiais Básicos (IMAT) afere o comportamento das ações das empresas representativas do setor de materiais básicos.

Por fim, o Índice Utilidade Pública (UTIL) visa medir o comportamento das ações das empresas representativas do setor de utilidade pública (energia elétrica, água e saneamento e gás).

2.1 Análise setorial à luz de expectativas para variáveis macroeconômicas

Nesta subseção, levantam-se algumas inferências acerca das possíveis influências de expectativas macroeconômicas sobre o comportamento dos índices setoriais. Dessa forma, procura-se aventar algumas correlações e os sinais que se pode esperar para os coeficientes estimados, de acordo com fundamentos da teoria econômica e com evidências empíricas.

Diante da constatação de que as variações principais da bolsa de valores não podem ser previstas e resultam de notícias, Blanchard (2011) sugere duas possíveis ações aos participantes do mercado: primeiro, pode-se, no início da semana, definir a estratégia com base no que aconteceu no passado, identificando as notícias às quais o mercado reagiu; uma outra possibilidade é formular questões do tipo “o que... se...”. Por exemplo, o que aconteceria com o mercado de ações se o BCB adotasse uma política mais expansionista?

Alinhado à primeira ação, este trabalho investiga como os índices setoriais reagem a notícias que, de certa forma, são refletidas nas expectativas dos analistas do mercado financeiro.

De acordo com uma das teorias dominantes em finanças, o preço da ação hoje deve ser igual ao valor presente dos dividendos futuros. Essa definição implica que, pelo efeito desconto, as taxas reais de juros de um ano (atual e futuras esperadas) maiores levam a um preço real da ação menor. A economia aquecida também pode provocar resultado similar,

uma vez que gera temores de inflação e aumenta o risco de que a autoridade monetária eleve as taxas de juros novamente. Por outro lado, os preços das ações podem subir simplesmente porque os investidores esperam que eles subam, o que se denomina de bolhas especulativas racionais. (BLANCHARD, 2011).

Nesse contexto, de acordo com os fundamentos, expectativas de taxas reais de juros mais elevadas, bem como de inflação mais alta, devem, em média, impactar negativamente os preços das ações.

Iniciando as inferências pelo Índice de Energia Elétrica (IEE) e pelo Índice de Utilidade Pública (UTIL), suspeita-se que sofram impactos das expectativas quanto ao comportamento no curto prazo dos preços administrados. É de se esperar que expectativas de aumento nesses preços repercutam positivamente sobre o preço das ações das empresas desses setores, dado o iminente reforço de caixa das companhias envolvidas. Uma vez que os preços administrados são indexados ao IGP-DI e ao IGP-M, também se espera que as ações desses setores sofram influência desses índices de inflação.

Além disso, segundo BCB (2014a), os preços administrados ficam indiretamente atrelados às mudanças na taxa de câmbio, em função do grande peso dos bens comercializáveis nos índices gerais de preços. Já o preço da energia elétrica, sofre impacto direto de mudanças na taxa de câmbio, pois a energia gerada pela Usina Hidrelétrica de Itaipu é precificada em dólares, e esse custo compõe a fórmula de reajuste anual de tarifas praticadas pelas distribuidoras de energia.

Outro relacionamento que, *a priori*, pode apresentar significância, associa o desempenho do Índice Financeiro (IFNC) com o nível de inflação. No Brasil, tem-se uma evidência empírica de que o setor financeiro, em especial, a indústria bancária, era um dos beneficiários da hiperinflação que assolou o país até o início da década de 1990. Nesse sentido, posteriormente à implantação do Real, em julho de 1994, e à consequente estabilização da economia, uma fonte importante de receitas para as instituições bancárias foi praticamente extinta: o *floating*, isto é, ganho propiciado pela perda do valor real dos depósitos à vista que eram apropriados pelos bancos (ALMEIDA JÚNIOR; BARROS, 1996 *apud* CHABALGOITY *et al.*, 2007).

Desse modo, espera-se que, ao menos, uma das variáveis relacionadas com as expectativas de inflação componha a equação do valor esperado dos retornos do IFNC, sendo seu coeficiente estimado positivo e significativo.

Com relação ao IMOB, presume-se que reaja positivamente a políticas expansionistas, seja monetária ou fiscal. Dessa forma, a sensibilidade desse setor ao crédito sugere uma correlação negativa entre sua evolução e a do nível de taxa de juros da economia. Do lado fiscal, cogita-se que a variável relativa à dívida do setor público apresente, em média, impacto positivo sobre a rentabilidade desse índice.

Analisando por variável, o aumento do IED (investimento estrangeiro direto) implica em maior fluxo de moeda estrangeira e a apreciação da moeda local (câmbio), o que favorece os setores importadores, é o caso, por exemplo, das empresas do comércio varejista. No entanto, a entrada de capital estrangeiro pode significar o aumento da concorrência e possíveis perdas de fatias de mercado das empresas comerciais que compõem o ICON, de forma que, o saldo líquido poderá ser tanto positivo como negativo. Na seção de resultados, são discutidas mais relações, tanto as esperadas quanto as observadas nos modelos selecionados.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo de apreçamento multifatorial

Nesta seção, discute-se, brevemente, a evolução dos modelos de apreçamento de ativos que incorporam o *trade-off* risco-retorno, desde o CAPM (*capital asset pricing model*) a modelos multifatoriais. Para um *survey* completo sobre a teoria e aplicações do CAPM e de outros modelos de apreçamento, ver Bonomo (2004).

Conforme Robotti (2002), atualmente há contundentes evidências contra o CAPM, sugerindo que outras variáveis, além da *proxy* do retorno do mercado, respondem por significativo prêmio de risco. Para o autor, a seleção adequada de fatores de risco adicionais tornou-se uma das tarefas mais desafiadoras dentro da teoria moderna de finanças.

Segundo Bonomo (2004), durante muito tempo, o CAPM foi considerado o modelo ideal para a análise dos retornos de diferentes ativos. Contudo, foi alvo de várias críticas, o que culminou no desenvolvimento de modelos alternativos. É o caso do modelo APT (*arbitrage pricing theory*), desenvolvido originariamente por Ross (1976). De forma análoga ao CAPM, a APT estabelece uma relação linear entre retornos esperados de ativos e sua covariância com outras variáveis aleatórias, só que dispensa a utilização da carteira de mercado como fator explicativo dos retornos dos ativos.

Por outro lado, Wei (1988 *apud* BONOMO, 2004) mostra que a inclusão da carteira de mercado na APT pode resolver alguns dos principais problemas desse arcabouço, como a validade apenas aproximada da restrição da APT à constante e a necessidade de que o número de fatores seja predeterminado. Essa generalização também permite que alguns fatores macroeconômicos sejam omitidos dos modelos econométricos frequentemente utilizados para testar a teoria, sem que tal omissão impeça a validade da APT.

Nessa linha, Burmeister e McElroy (1988 *apud* BONOMO, 2004) também utilizam a carteira de mercado, a fim de captar os fatores de risco sistemáticos inobserváveis.

Este trabalho está alinhado ao artigo de Chen, Roll e Ross (1986), em que tomam o mercado de ações como endógeno, relativamente a outros mercados. Os pesquisadores propõem, pioneiramente, a modelagem de retornos de ativos em função de variáveis macroeconômicas (produção industrial e inflação) e de retornos de ativos não listados na bolsa (retorno excedente de títulos privados sobre títulos públicos e o retorno excedente de títulos públicos de longo prazo sobre Letras do Tesouro). Os autores chegam à conclusão de que as influências dessas variáveis são significativamente precificadas.

Outra abordagem de multifatores lineares consagrada se atribui a Fama e French (1992). Seus dois fatores (HML - *High Minus Low* e SMB - *Small minus Big*) são dados pelo retorno real de dois *zero cost portfolios* dinâmicos construídos com base em um painel estratificado de ações, os quais captam, respectivamente, os efeitos *book-to-market* e valor de mercado das firmas.

Segundo Bodie, Kane e Marcus (2010), os modelos multifatoriais podem ser usados em aplicações de gestão de risco, proporcionando uma maneira simples de mensurar a exposição do investidor a vários riscos macroeconômicos (por exemplo, ciclo de negócios, inflação e taxa de juros) e construir suas carteiras de forma a se proteger desses riscos. Para esses autores, a falta de orientação inerente à teoria de apreçamento por arbitragem quanto à definição das causas precificadas de risco é problemática, porém, justamente por isso, possibilita uma pesquisa menos estruturada dos fatores relevantes de risco.

Parte do objetivo deste trabalho consiste em identificar as variáveis de expectativas econômicas que se mostram relevantes no processo gerador dos retornos dos índices setoriais da BM&FBOVESPA. Em conformidade com Tsay (2005) e seguindo a corrente que defende a inclusão do portfólio de mercado, propõe-se a seguinte estrutura para a equação da média:

$$r_i(t) - r_f(t) = \alpha_0 + \beta [r_m(t) - r_f(t)] + \sum_{i=1}^k \varphi_i x_i(t) + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que $r_i(t)$ representa o retorno de um índice setorial no tempo t ; $r_m(t)$ representa o retorno, no tempo t , do Ibovespa (aqui considerado como *proxy* da carteira de mercado) e r_f , a rentabilidade da poupança (tomada como *proxy* do ativo livre de risco); φ_i representam a sensibilidade de dado índice setorial a cada um dos fatores (x_i) incluídos no respectivo modelo; k é um número inteiro não negativo; e, ε_t representa o choque ou inovação no retorno de um ativo no período t .

Em virtude da quantidade de variáveis, que resulta em 8.191 ($2^{13}-1$) combinações possíveis para a equação da média de cada índice, além do modelo com apenas o prêmio de risco do mercado, utilizam-se rotinas de programação recursiva visando a combinação de variáveis explicativas que minimiza o BIC e a combinação que minimiza o AIC. Caso os modelos selecionados por esses dois critérios sejam diferentes, emprega-se como critério de desempate o menor EQM. A significância individual dos coeficientes estimados e a significância global dos modelos são avaliadas aos níveis de significância de 5% e de 10%.

3.2 Modelagem da volatilidade

A volatilidade ocupa uma posição relevante em finanças. Uma de suas aplicações associa-se à análise de opções, em que a volatilidade consiste no desvio-padrão condicional do log do retorno do ativo subjacente, constituindo um dos termos da fórmula de apreçamento de opções de Black-Scholes (1973). Na gestão de riscos, a modelagem de volatilidade fornece uma abordagem simples para o cálculo do VaR (*Value-at-Risk*) de um ativo. A volatilidade também se destaca na alocação de ativos sob o arcabouço da média-variância. Por fim, a modelagem da volatilidade de uma série temporal pode melhorar a eficiência na estimação dos parâmetros, bem como a precisão do intervalo de previsão. (TSAY, 2005).

De acordo com esse autor, a modelagem da volatilidade de uma série de retorno envolve estes quatro passos: (1) especificar a equação da média, realizando teste de dependência serial e, se necessário, construir modelo econométrico para a série de retornos com vistas a remover qualquer dependência linear; (2) testar os resíduos da equação da média para os efeitos ARCH; (3) especificar um modelo de volatilidade se os efeitos ARCH forem estatisticamente significantes; e (4) checar os modelos ajustados e refiná-los se necessário.

Conforme Tsay (2005), para colocar os modelos de volatilidade numa perspectiva adequada, é informativo considerar a média e a variância dos retornos (r_t), dado Ψ_{t-1} :

$$\mu_t = E(r_t | \Psi_{t-1}), \quad \sigma_t^2 = \text{Var}(r_t | \Psi_{t-1}) = E[(r_t - \mu_t)^2 | \Psi_{t-1}], \quad (2)$$

em que, Ψ_{t-1} denota o conjunto de informações disponíveis no período t-1.

Para algumas séries de retornos diários, um modelo AR pode ser suficiente. Para outras, a equação da média pode empregar outras variáveis explicativas. Por meio do correlograma das séries de retornos dos índices, observa-se que o comportamento das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial não sugere o ajuste de modelos ARMA. Dessa forma, emprega-se como equação da média a generalização do modelo APT proposta por Wei (1988) apud Bonomo (2004), na qual se inclui o prêmio de risco de mercado.

Já para testar a presença de heterocedasticidade condicional nos resíduos utiliza-se o teste LM (acrônimo da expressão em inglês, *Lagrange multiplier*) de Engle (1982). O teste é equivalente a usual estatística F para testar $\alpha_i = 0$ ($i=1, \dots, p$) na regressão linear:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + e_t, \quad t = p + 1, \dots, T, \quad (3)$$

Sendo que e_t denota o termo de erro, p é um número inteiro positivo predefinido, e T , o tamanho da amostra. O teste tem como hipótese nula $\alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0$, isto é, inexistência de efeitos ARCH nos resíduos.

Conforme Bollerslev, Chou e Kroner (1992) os dados financeiros tendem a apresentar o fenômeno conhecido como *volatility clustering*, em que grandes (pequenas) variações de preços são seguidas por grandes (pequenas) variações, mas de sinal imprevisível.

Tsay (2005) enumera, além desse fenômeno, mais três características da volatilidade comumente observadas em retornos de ativos financeiros, quais sejam: a volatilidade evolui ao longo do tempo de uma forma contínua; a volatilidade não diverge para o infinito; e, a volatilidade parece reagir de forma diferente a ganhos e perdas de proporções semelhantes, referido como efeito de alavanca, em que, choques negativos provocam um maior nível de instabilidade que choques positivos.

Essas propriedades têm uma função importante no desenvolvimento de modelos de volatilidade, dado que alguns foram propostos, especificamente, para corrigir os pontos fracos dos já existentes, a exemplo da incapacidade de acomodar as características mencionadas anteriormente. Assim, os modelos ARCH, cuja principal extensão é o GARCH, foram desenvolvidos para capturar a aglomeração de volatilidade.

3.2.1 Modelo ARCH

Diante da necessidade de modelagem da variância ao longo do tempo, σ_t^2 , Engle (1982) sugere uma variância condicional heterocedástica como função linear do quadrado das inovações passadas.

De acordo com Bollerslev (1986) o processo ARCH proposto por Engle (1982) reconhece explicitamente a diferença entre a variância incondicional e a condicional, sendo permitido a esta, variar ao longo do tempo como uma função dos erros passados.

Bollerslev, Chou e Kroner (1992) fornecem uma visão global dos desenvolvimentos teóricos e extensões da formulação de modelos ARCH, levantando uma série de importantes aplicações empíricas em finanças.

Conforme Tsay (2005), os modelos de heterocedasticidade condicional se enquadram na categoria que usa uma função exata para descrever σ_t^2 , diferentemente da outra categoria a que pertencem os modelos estocásticos de volatilidade, que utilizam uma função estocástica.

A ideia básica dos modelos ARCH é que (1) o choque ε_t do retorno de um ativo não é serialmente correlacionado, mas dependente, e (2) a dependência de ε_t pode ser descrita por uma função quadrática de seus valores defasados. (TSAY, 2005).

Assumindo-se que o termo de erro⁵ (v_t) segue uma Normal e que ψ_{t-1} é o conjunto de suas informações passadas, o modelo ARCH(p) de Engle (1982) é definido por:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= v_t \sigma_t, & v_t &\sim RB(0, 1) \\ \varepsilon_t / \psi_{t-1} &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2\end{aligned}\tag{4}$$

em que $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0, \forall i = 1, \dots, p$. Os coeficientes α_t devem satisfazer a algumas condições de regularidade para garantir que a variância incondicional de ε_t seja finita.

As previsões do modelo ARCH, na equação 4, podem ser obtidas recursivamente. Considerando um modelo ARCH (p) e tomando t como a origem da previsão, a estimativa de σ_{t+1}^2 um período adiante é dada por:

$$\sigma_t^2(1) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t+1-p}^2\tag{5}$$

Morgan e Morgan (1987), Bera, Bubnys e Park (1988), Diebold, Im e Lee (1989), Connolly (1989), e Schwert e Seguin (1990 *apud* BOLLERSLEV; CHOU; KRONER, 1992) analisaram a importância do ajuste dos efeitos ARCH nos resíduos de modelos de mercado convencionais, argumentando que as inferências podem ser seriamente comprometidas caso tais efeitos sejam ignorados.

Para Bollerslev, Chou, e Kroner (1992) a importância dos modelos ARCH em finanças decorre, em parte, da associação direta entre variância e risco e do *trade-off* fundamental risco-retorno. Os autores citam que três das mais proeminentes teorias em apreçamento de ativos, o CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) e Merton (1973), o CAPM baseado em Consumo (CCAPM) de Lucas (1978) e Breeden (1979), e o APT de Ross (1976) e Chamberlain e Rothschild (1983), encontraram aplicações empíricas usando ARCH.

⁵ Na prática, assume-se frequentemente que v_t segue uma normal padronizada, ou uma distribuição t de Student normalizada, ou ainda, uma distribuição generalizada de erros. (TSAY, 2005).

3.2.2 Modelo GARCH

Engle (1986) constata que várias aplicações empíricas do ARCH frequentemente requeriam muitas defasagens na equação da variância condicional e, para evitar problemas com estimativas negativas dos parâmetros da variância, impunha-se, tipicamente, uma estrutura de defasagem fixa.

Assim, com vistas a permitir tanto uma memória longa quanto uma estrutura de defasagens mais flexível, Bollerslev (1986) propõe a extensão conhecida como modelo Generalized ARCH (GARCH). Neste modelo, à representação autorregressiva dos valores ao quadrado do modelo ARCH (p) é acrescida uma especificação autorregressiva que representa as variâncias condicionais defasadas (q).

Conforme Tsay (2005), para uma série de retornos, faça $\varepsilon_t = r_t - \mu_t$ como a inovação no período t. Então, ε_t segue um processo GARCH (p,q) dado por:

$$\varepsilon_t = v_t \sigma_t v_t \sim RB(0, 1)$$

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

sendo $p \geq 0$, $q > 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, e $0 \leq \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$. Esta restrição sobre $(\alpha_i + \beta_i)$ implica que a variância incondicional de ε_t é finita, enquanto sua variância condicional σ_t^2 evolui ao longo do tempo.

Segundo Bollerslev, Chou e Kroner (1992), para que se possa garantir um processo bem definido, todos os parâmetros na representação AR de ordem infinita devem ser não negativos. Para um GARCH (1, 1), tal restrição equivale a assegurar que ambos α_1 e β_1 são não negativos. Segue-se também que ε apresenta covariância estacionária se, e somente se, $\alpha_1 + \beta_1 < 1$.

Jorion (2010) enuncia que a beleza dessa especificação está no fato de fornecer um modelo parcimonioso, que parece se adequar muito bem aos dados. Esse autor acrescenta que os modelos GARCH tornaram-se a base das análises de séries temporais dos mercados financeiros, que demonstram sistematicamente períodos de agrupamento de volatilidade.

Em virtude da suposição quanto à distribuição condicional dos termos de erro ε_t , os modelos GARCH são tipicamente estimados pela maximização da função de verossimilhança, envolvendo otimização numérica. Neste estudo, as estimações do modelo GARCH foram obtidas considerando a distribuição normal para o erro.

Segundo Tsay (2005), a identificação da ordem do modelo GARCH não é fácil. Contudo, observa que somente modelos GARCH de ordem baixa são usados na maioria das aplicações, ou seja, modelos GARCH (1,1), GARCH (2,1) e GARCH (1,2). Tendo em vista que nem sempre o coeficiente do termo GARCH é estatisticamente diferente de zero, também serão consideradas para os fins de seleção dos modelos, neste trabalho, as especificações ARCH (1) e ARCH (2).

De acordo com Tsay (2005), os modelos tipo ARCH consistem simplesmente num método mecânico para descrever o comportamento da variância condicional, não fornecendo indicação das causas que o ocasionam. Assim, na tentativa de agregar novos *insights* para a compreensão das fontes de variação das séries dos índices setoriais brasileiros, foram acrescentados alguns fatores como regressores das equações de variância.

De forma análoga ao procedimento utilizado para a equação da média, obtêm-se os modelos de volatilidade por meio de rotinas de programação recursiva, porém, com vistas ao modelo mais parcimonioso, considera-se apenas o critério de informação de Schwarz, por ser mais severo na penalidade à inclusão de regressores do que o AIC. (GUJARATI, 2011).

Ressalte-se que, nesse caso, o prêmio de risco de mercado pode compor ou não o modelo. Assim, têm-se 14 variáveis e 16.383 ($2^{14}-1$) combinações possíveis para a equação da variância de cada um dos índices, além do modelo GARCH “puro” ou sem regressores adicionais. Essa quantidade de combinações é multiplicada por seis quando se considera as ordens dos modelos GARCH adotadas, a saber: (1,0), (1,1), (1,2), (2,0), (2,1) e (2,2). A significância individual dos coeficientes estimados e a significância global dos modelos são avaliadas aos níveis de significância de 5% e de 10%.

4 EXERCÍCIO EMPÍRICO

4.1 Base de dados

Este trabalho investiga a sensibilidade dos índices setoriais listados na BM&FBOVESPA ao prêmio de risco de mercado e às expectativas para as variáveis macroeconômicas constantes do Relatório de Mercado - Focus. As séries dessas variáveis foram obtidas no site do Banco Central do Brasil (BCB)⁶, o qual recebe e consolida as expectativas dos analistas das principais instituições financeiras do país. Também no site do BCB, foram consultados os retornos da poupança, utilizada como *proxy* da taxa livre de risco.

Do site da BM&FBOVESPA⁷ foram extraídas as séries de cotação de seus índices setoriais e do Ibovespa, de jan. 2009 a jun. 2014, resultando numa amostra de 286 observações (retornos) semanais, em que se considera o encerramento do pregão do primeiro dia útil de cada semana. Na Tabela 1, apresentam-se algumas estatísticas descritivas do Ibovespa e dos índices setoriais, para o período amostral.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas do Ibovespa e dos índices setoriais da BM&FBOVESPA (jan. 2009 – jun. 2014)

Índice	Rentabilidade semanal (%)				
	Mínima	Média	Máxima	Acumulada	Desvio-Padrão
IBOVESPA	-17,0137	0,0124	12,1340	28,0606	3,3314
ICON	-11,4953	0,3403	10,9185	248,8938	2,5432
IEE	-9,8257	0,1031	6,6330	79,6310	2,3505
IFNC	-14,9857	0,2278	10,5309	134,2502	3,4544
IMAT	-18,0344	-0,0051	16,1500	10,3437	4,2624
IMOB	-16,0906	0,2071	24,0754	91,0058	4,7595
INDX	-13,3951	0,1563	13,7867	97,1847	3,1226
UTIL	-10,9992	0,1548	7,9480	104,2065	2,6149

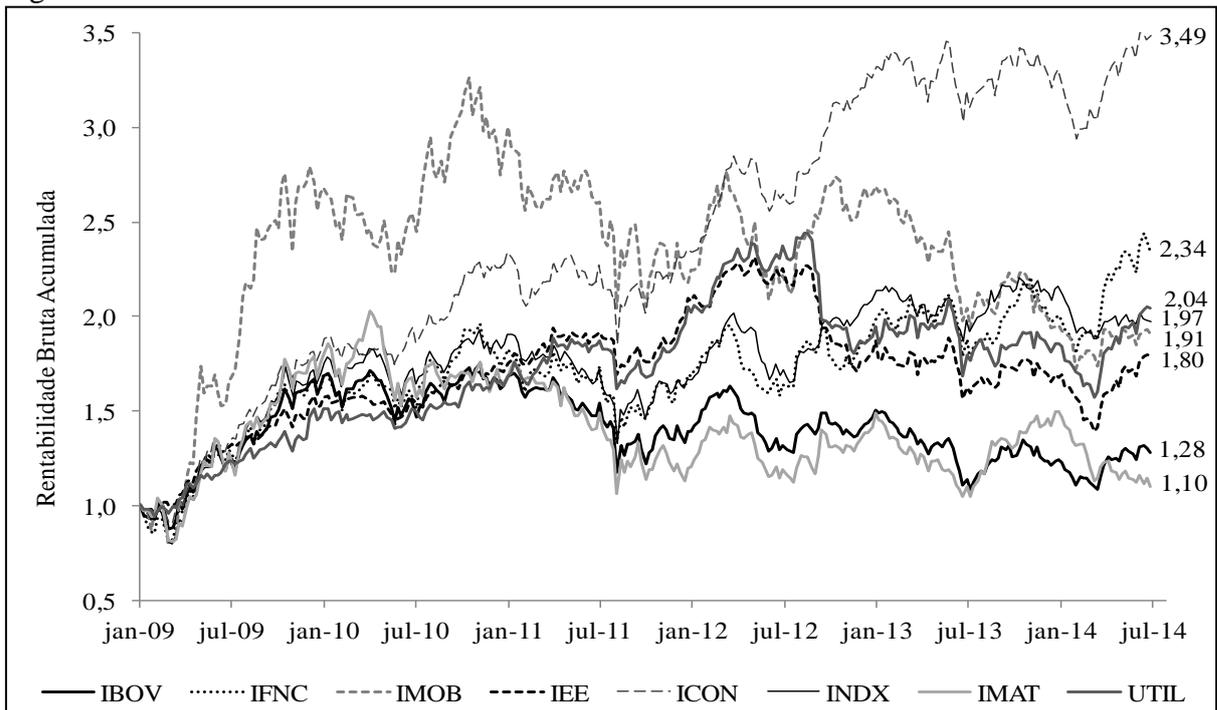
Fonte: Elaborada pelo autor com dados da BM&FBOVESPA.

A Figura 1 apresenta os gráficos da rentabilidade acumulada dos índices, observando-se um certo alinhamento entre eles, à exceção dos relativos ao IMOB e ao ICON, que se distanciam dos demais em alguns momentos. Destaque positivo para o ICON, que registrou uma valorização de 249% no período. Por outro lado, chamam a atenção o Ibovespa e o IMAT que, no período, acumulam ganhos nominais de 28% e 10%, respectivamente.

⁶ <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>

⁷ <http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx?idioma=pt-br>

Figura 1 – Rentabilidade Acumulada dos Índices Setoriais Brasileiros^a

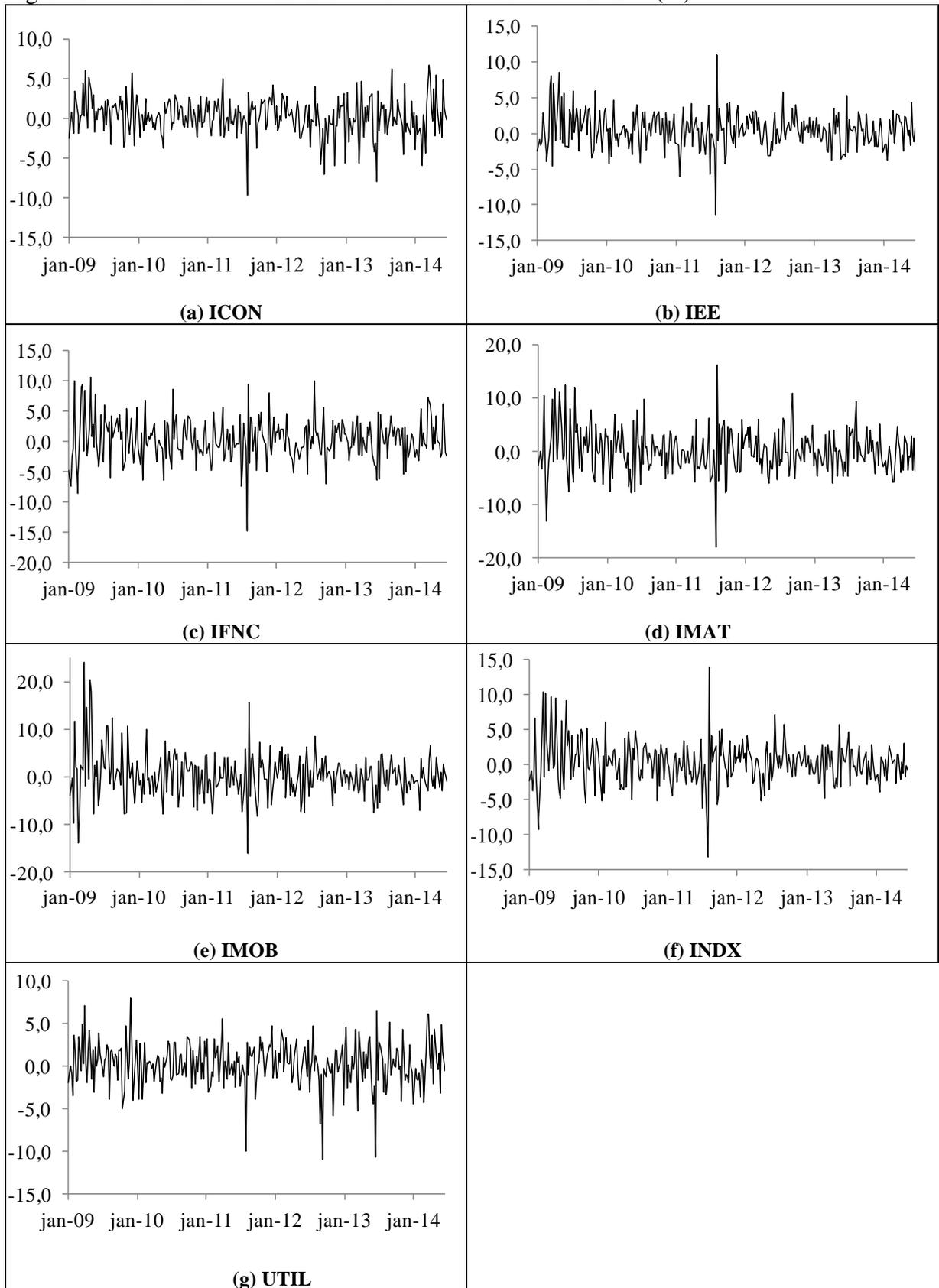


Fonte: Elaborada pelo autor

Nota: ^a Retorno bruto nominal semanal acumulado: série temporal de cotação de fechamento (jan. 2009 – jun. 2014).

Na Figura 2, apresentam-se os gráficos das séries de retornos semanais dos índices setoriais BM&FBOVESPA, considerando as cotações de fechamento do primeiro dia útil de cada semana, ou seja, no dia em que BCB divulga o Relatório Focus. Não obstante os retornos sejam semanais, para todos os índices há períodos em que a volatilidade se acentua e períodos em que ela diminui, sugerindo a presença do fenômeno conhecido em finanças como agrupamento de volatilidade.

Figura 2 – Rentabilidade semanal dos índices setoriais brasileiros (%)



Fonte: Elaborada pelo autor com dados da BM&FBOVESPA

No Quadro 1, elencam-se todas as variáveis candidatas a fatores e a descrição de como foram incorporadas às estimações. Em razão de algumas apresentarem séries com comportamento explosivo, evidenciado pelo teste de raiz unitária ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), elas foram diferenciadas, detectando-se que são séries integradas de ordem 1 (que estacionam em primeira diferença).

Quadro 1 – Descrição das variáveis de expectativas econômicas candidatas a fatores

Variáveis do Relatório Focus ^{a, b}	Notação utilizada	Descrição das séries utilizadas
IPCA (%)	$\Delta ipca^{e}$	Primeira diferença da série de expectativas para o IPCA
IGP-DI (%)	$\Delta igpdi^{e}$	Primeira diferença da série de expectativas para o IGP-DI
IGP-M (%)	$\Delta igpm^{e}$	Primeira diferença da série de expectativas para o IGP-M
IPC-Fipe (%)	Δipc^{e}	Primeira diferença da série de expectativas para o IPC-Fipe
Taxa de câmbio-fim de período (R\$/US\$)	cambio ^e	Variação (%) entre as expectativas semanais para a cotação do câmbio
Meta Taxa Selic - fim de período (% a.a.)	$\Delta selic^{e}$	Primeira diferença da série de expectativas para a taxa Selic
Dívida Líquida do Setor Público (% do PIB)	$\Delta divida^{e}$	Primeira diferença da série de expectativas para a dívida líquida do setor público
PIB (% de crescimento)	Δpib^{e}	Primeira diferença da série de expectativas para o crescimento do PIB
Produção Industrial (% de crescimento)	$\Delta prodind^{e}$	Primeira diferença da série de expectativas para o crescimento da Produção Industrial
Conta Corrente (US\$ bilhões)	cont_corr ^e	Variação (%) entre as expectativas semanais para o saldo em Conta Corrente
Balança Comercial (US\$ bilhões)	balanca ^e	Variação (%) entre as expectativas semanais para o saldo da balança comercial
Investimento Estrangeiro Direto (US\$ bilhões)	ied ^e	Variação (%) entre as expectativas semanais para o saldo de Investimento Estrangeiro Direto
Preços Administrados (%)	$\Delta preadm^{e}$	Primeira diferença da série de expectativas para os preços administrados

Fonte: Elaborado pelo autor

Notas: ^a Para efeito de construção das séries foi tomada a mediana (agregado) das expectativas de mercado para o encerramento do ano seguinte. / ^b A notação está alinhada com Blanchard (2007), em que os apóstrofos representam os valores de variáveis no período futuro e o 'e' sobrescrito indica 'esperado'.

No exercício empírico, utilizam-se apenas as previsões de desempenho das variáveis para o encerramento do ano seguinte, haja vista que os valores previstos de algumas variáveis para o final do ano corrente já são conhecidos no decorrer do mês de dezembro, perdendo, assim, o caráter *forward-looking*. A seguir, apresentam-se na Tabela 2 algumas estatísticas descritivas dessas variáveis para o período em análise.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis candidatas a fatores dos índices setoriais brasileiros

Variável (Unidade de Medida) ^a	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-Padrão
$\Delta ipca^{te}$ (p.p.)	0,3000	-0,8200	0,0056	0,0726
$\Delta igpdi^{te}$ (p.p.)	0,3000	-1,0000	0,0035	0,0811
$\Delta igpm^{te}$ (p.p.)	0,2400	-1,0400	0,0035	0,0869
Δipc^{te} (p.p.)	0,3100	-0,5200	0,0017	0,0677
cambio ^{te} ($\Delta\%$)	3,6036	-4,7619	0,0411	0,9226
$\Delta selic^{te}$ (p.p.)	1,0000	-1,5000	0,0017	0,1974
Δdiv^{te} (p.p.)	0,9000	-1,9000	-0,0016	0,2585
Δpib^{te} (p.p.)	0,9000	-0,7000	-0,0084	0,1037
$\Delta prodind^{te}$ (p.p.)	0,8800	-3,5000	-0,0070	0,2529
cont_corr ^{te} ($\Delta\%$)	20,0000	-10,0000	0,3529	2,6052
balanca ^{te} ($\Delta\%$)	75,0000	-68,0000	0,6474	11,7116
ied ^{te} ($\Delta\%$)	11,3636	-5,7412	0,2915	1,5468
$\Delta preadm^{te}$ (p.p.)	1,1500	-0,5000	0,0079	0,1519

Fonte: Elaborada pelo autor com dados do BCB (2014b)

Nota: ^a Em razão de as séries integradas de ordem 1 serem originalmente medidas em percentual, as respectivas séries transformadas (diferenciadas) são dadas em pontos percentuais (p.p.)

Observa-se na Tabela 2, que algumas das variáveis de expectativas apresentam pequena variabilidade, o que pode constituir uma limitação aos modelos que as utilizem como variáveis explicativas, pois compromete a capacidade de explicar parte da variação da variável dependente.

Ademais, infere-se a existência de possíveis valores extremos (*outliers*) para algumas variáveis. A situação mais emblemática se atribui a variável relativa ao saldo da balança comercial. Por exemplo, tem-se que, do Focus do dia 12 para o do dia 19 fev. 2010, a projeção do mercado para essa variável diminuiu de US\$ 5,0 bilhões para US\$ 1,6 bilhão (variação de menos 68,0%). Na semana seguinte, tal expectativa passaria a US\$ 2,8 bilhões (aumento de 75,0% em relação à semana anterior). Discutir as causas dessas variações bruscas vai além do escopo deste trabalho.

4.2 Modelagem *forward-looking* dos índices setoriais

Os modelos multifatoriais foram estimados por mínimos quadrados ordinários. A seleção dos modelos consiste em eleger aquele com menor erro quadrático médio (EQM) dentre o que minimiza o AIC e o que minimiza o BIC.

Dessa forma, procura-se, em nível seminal, traçar possíveis relacionamentos, entre fatores extraídos das expectativas do mercado e o comportamento de índices setoriais, que poderão ou não se confirmar para outros períodos amostrais. Concomitantemente, traz-se à tona um uso potencial do relatório Focus, seja no dia a dia dos participantes do mercado, seja no meio acadêmico, por meio do estímulo a pesquisas que busquem evidências empíricas acerca da importância prática das informações constantes desse relatório.

Na Tabela 3, apresentam-se os modelos multifatoriais estimados para a equação da média dos índices setoriais brasileiros. Posteriormente, faz-se um destaque para algumas relações, mais intuitivas, entre os índices setoriais e fatores que se mostram significativos.

Em todos os modelos, por meio do teste LM de Breusch-Godfrey para correlação serial, ao nível de significância de 5% e considerando dois *lags*, não se pode rejeitar a hipótese nula de que os erros não são autocorrelacionados, exceto no modelo relativo ao INDX, em que, tal hipótese, não pode ser rejeitada ao nível de significância de 10%.

Quanto à variância do termo de erro, rejeita-se, por meio do teste de White, e ao nível de significância de 5%, a hipótese nula de homocedasticidade para os modelos estimados para os índices: IEE, IMOB e INDX. Dessa forma, com vistas a contornar esse problema, utiliza-se na estimação desses modelos a matriz de variância-covariância dos coeficientes robusta à heterocedasticidade, por meio de estimador de Newey-West.

Com exceção do modelo fatorial ajustado à série do IMOB, que minimiza o BIC, os modelos fatoriais selecionados que produzem menor EQM, no exercício de previsão para o último ano do período amostral, são os obtidos via minimização do AIC. Ademais, observa-se que os modelos de estimação dos retornos dos índices setoriais apresentam ao menos um fator significativo associado a expectativas macroeconômicas, exceto no caso do INDX, cujo modelo eleito por ambos os critérios (AIC e BIC), traz apenas o prêmio de risco do mercado.

Alinhado ao trabalho de Engle, NG e Rothschild (1990), inclui-se o termo constante α_0 na equação da média para capturar a parte do prêmio de risco do ativo individual, que possivelmente está relacionada com fatores estáticos ignorados, que apresentam variâncias, covariâncias e prêmio de risco invariáveis no tempo.

Registre-se que, das variáveis de expectativas, não foram selecionadas como fator nos modelos de valor esperado as que se referem: à produção industrial, ao saldo da balança comercial, à taxa selic, ao saldo em conta corrente e aos preços administrados.

Tabela 3 – Modelos estimados para a média dos retornos dos índices setoriais

$R_t = (r_t - r_f) = \alpha_0 + \beta (r_m - r_f) + \varphi_i x_i + \varepsilon_t$		(Período: jan. 2009 - jun. 2014 - 286 observações)			
Índice	Parâmetros estimados (p-valor entre parênteses)	log-veross.	Critério		
			AIC	BIC	R ²
ICON	$\hat{R}_t = 0,3618 + 0,6268(\text{ibov} - \text{poup}) - 0,1187 \text{ied}^{e} +$ (0,0000) (0,0000) (0,0320) $+ 3,0838 \Delta \text{ipc}^{e}$ (0,0150)	-505,00	3,5595	3,6106	68,96
IEE	$\hat{R}_t = 0,0865^* + 0,4468(\text{ibov} - \text{poup}) + 3,7337^* \Delta \text{igpdi}^{e} -$ (0,4384) (0,0000) (0,1262) $- 5,0538 \Delta \text{igpm}^{e} - 1,8782 \Delta \text{pib}^{e}$ (0,0961) (0,0680)	-574,14	4,0499	4,1139	41,06
IFNC	$\hat{R}_t = 0,2649 + 0,9213(\text{ibov} - \text{poup}) - 0,2140 \text{ied}^{e} +$ (0,0053) (0,0000) (0,0004) $+ 2,4933 \Delta \text{ipca}^{e}$ (0,0528)	-531,07	3,7417	3,7929	79,81
IMAT	$\hat{R}_t = -0,0296^* + 1,1387(\text{ibov} - \text{poup}) + 0,1095^* \text{ied}^{e} +$ (0,7955) (0,0000) (0,1346) $+ 3,2379 \Delta \text{igpm}^{e} - 5,8703 \Delta \text{ipca}^{e}$ (0,0722) (0,0065)	-584,74	4,1240	4,1880	80,70
IMOB	$\hat{R}_t = 0,1978^* + 1,0923(\text{ibov} - \text{poup}) + 2,6838 \Delta \text{div}^{e}$ (0,2517) (0,0000) (0,0006)	-715,98	5,0278	5,0662	61,24
INDX	$\hat{R}_t = 0,1457 + 0,8615(\text{ibov} - \text{poup})$ (0,0769) (0,0000)	-464,61	3,2630	3,2886	84,47
UTIL	$\hat{R}_t = 0,1421^* + 0,4677(\text{ibov} - \text{poup}) - 0,2384^* \text{cambio}^{e} +$ (0,2540) (0,0000) (0,2009) $+ 5,0511^* \Delta \text{igpdi}^{e} - 6,5863^* \Delta \text{igpm}^{e} - 2,6223 \Delta \text{pib}^{e}$ (0,1419) (0,1225) (0,0171)	-612,35	4,3241	4,4008	37,79

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: * Valores não significativos ao nível de significância de 10%.

Em consonância com os padrões previstos quando do uso de um CAPM bem especificado, observa-se uma relação positiva entre o retorno esperado de um ativo financeiro e seu respectivo β de mercado estimado, o que decorre do fato de a carteira de mercado estar na parte eficiente da Fronteira Média-Variância.

Nesse contexto, destaque para o IEE e o UTIL que apresentaram os menores betas (0,4468 e 0,4677, respectivamente). Dessa forma, podem contribuir para a mitigação de riscos na composição de uma carteira, configurando-se como *hedges* em relação ao mercado, característica já evidenciada para o IEE em outros trabalhos empíricos. Conseqüentemente, os

modelos estimados para esses índices são os que apresentam o menor poder de explicação (41,1% e 37,8%, respectivamente).

No Quadro 2, faz-se uma síntese das relações observadas entre as variáveis de expectativas macroeconômicas e os índices setoriais, apresentando em que modelos de retorno esperado, e com qual sinal, tais variáveis aparecem.

Quadro 2 – Resumo das relações entre as variáveis de expectativa e os índices setoriais, nos modelos de retorno esperado

Variável Explicativa	Índice (sinal)
Δdiv^{te}	IMOB (+)
ied^{te}	ICON (-); IFNC(-); IMAT (+)*
$\Delta igpdi^{te}$	IEE (+)*; UTIL (+)*
$\Delta igpm^{te}$	IEE (-); IMAT (+); UTIL (-)*
Δipc^{te}	ICON (+)
$\Delta ipca^{te}$	IFNC (+); IMAT (-)
Δpib^{te}	IEE (-); UTIL (-)
$cambio^{te}$	UTIL (-)*

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: * Não significativos ao nível de significância de 10%.

Conforme esperado, o modelo ajustado à série do IFNC inclui um fator ligado à inflação (expectativas quanto ao IPCA) estatisticamente maior que zero. Dessa forma, para cada ponto percentual de aumento na expectativa para o IPCA, de uma semana para outra, o retorno sobre o IFNC aumenta, em média, *ceteris paribus*, 2,49%. Também foi confirmada a hipótese de relação positiva entre o IMOB e a dívida do setor público.

De acordo com modelo estimado para o IEE, seus retornos reagem inversamente a variações nas expectativas de crescimento do PIB e do IGP-M (indexador dos reajustes dos preços administrados de energia elétrica), ou seja, elevação nessas previsões impactam os retornos negativamente. Uma das explicações para essa relação pode ser atribuída, indiretamente, à possibilidade de aumento da taxa de juros para controlar a inflação ou a atividade econômica.

Na Tabela 4, apresenta-se o cotejo entre o EQM (erro quadrático médio) produzido para o período de um ano dentro da amostra pelo modelo multifatorial e o EQM gerado pelo modelo unifatorial (uma aproximação do CAPM), para o mesmo período.

Observa-se um ganho de previsão para quatro dos sete índices, e uma redução média de 3,20% no EQM, decorrente da inclusão das variáveis de expectativas macroeconômicas. Os modelos multifatoriais que mais geraram ganhos em termos de poder de previsão estão associados ao IMAT (-6,33%) e ao ICON (5,95%).

Tabela 4 – Variação de EQM - modelo multifatorial versus unifatorial (previsões in-sample, da primeira semana de jul. 2013 à última de jun. 2014 - 53 observações)

Índice	EQM (%)		%Δ
	Modelo Unifatorial	Modelo Multifatorial	
ICON	2,01	1,89	(5,95)
IEE	3,84	3,87	0,78
IFNC	2,50	2,39	(4,37)
IMAT	6,64	6,22	(6,33)
IMOB	3,39	3,44	1,61
INDX ^(*)	2,76	-	-
UTIL	3,69	3,51	(4,96)
Média			(3,20)

Fonte: Elaborada pelo autor

Nota: ^(*) Modelo unifatorial apresenta menores AIC e BIC, por essa razão não há dados para modelo multifatorial.

Na Tabela 5, apresentam-se os modelos GARCH estimados para a equação da volatilidade dos índices setoriais. O teste LM para heterocedasticidade condicional sugere que inexistem efeitos ARCH nos resíduos dos modelos, ao nível de significância de 1%.

Tabela 5 – Modelos estimados para a volatilidade dos índices setoriais do Brasil^a

GARCH		$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + Z_t' \Pi$, Em que z representa variáveis exógenas na equação da variância	(Período: jan. 2009 – jun. 2014 - 286 observações)		
Índice	Modelo	Parâmetros estimados (p-valor entre parênteses)	log- veros.	Critério	
				AIC	BIC
ICON	GARCH (1,2)	$\hat{\rho}_t = 0,4809$ (0,0000) $\hat{\sigma}_t^2 = 0,4989 + 0,1107\varepsilon_{t-1}^2 + 0,5945\sigma_{t-1}^2 + 0,2172\sigma_{t-2}^2 -$ (0,0002) (0,0179) (0,0000) (0,0000) $-0,2325(\text{ibov} - \text{poup}) - 0,2533\text{cambio}^e -$ (0,0606) (0,0916) $-21,7913\Delta\text{ipc}^e$ (0,0000) Persistência = 0,9224	-643,23	4,5541	4,6563
		$\hat{\rho}_t = 0,1581$ (0,0000) $\hat{\sigma}_t^2 = 5,4693 + 0,0052\varepsilon_{t-1}^2 + 5,0944\Delta\text{igpm}^e +$ (0,0000) (0,0000) (0,0000) $+10,3423\Delta\text{preadm}^e$ (0,0000) Persistência = 0,0052	-641,61	4,5217	4,5856

Continua

Conclusão

Tabela 5 – Modelos estimados para a volatilidade dos índices setoriais do Brasil^a

Índice	Modelo	Parâmetros estimados (p-valor entre parênteses)	log- veros.	Critério	
				AIC	BIC
IFNC	GARCH (2,0)	$\hat{r}_t = 0,2885^*$ (0,1507)	-752,88	5,2999	5,3638
		$\hat{\sigma}_t^2 = 9,3577 + 0,0753^* \varepsilon_{t-1}^2 + 0,1502 \varepsilon_{t-2}^2 -$ (0,0000) (0,2680) (0,0198)			
		$-0,5382 \text{cont_corr}^{*e}$ (0,0000)			
		Persistência = 0,2255			
IMAT	GARCH (1,1)	$\hat{r}_t = -0,0400^*$ (0,8553)	-805,76	5,6627	5,7138
		$\hat{\sigma}_t^2 = 1,5140 + 0,1614 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,7573 \sigma_{t-1}^2$ (0,0995) (0,0194) (0,0000)			
		Persistência = 0,9187			
IMOB	GARCH (1,1)	$\hat{r}_t = -0,1027^*$ (0,6590)	-817,75	5,7465	5,7976
		$\hat{\sigma}_t^2 = 0,6437^* + 0,1010 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,8603 \sigma_{t-1}^2$ (0,2714) (0,0901) (0,0000)			
		Persistência = 0,9613			
INDX	GARCH (1,1)	$\hat{r}_t = 0,2336^*$ (0,1400)	-697,24	4,9107	4,9747
		$\hat{\sigma}_t^2 = 0,0882^* + 0,0733 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,9075 \sigma_{t-1}^2 -$ (0,4875) (0,0392) (0,0000)			
		$-0,2925(\text{ibov} - \text{poup})$ (0,0312)			
		Persistência = 0,9808			
UTIL	GARCH (2,0)	$\hat{r}_t = 0,4001$ (0,0073)	-665,38	4,7020	4,7915
		$\hat{\sigma}_t^2 = 5,1863 + 0,0128^* \varepsilon_{t-1}^2 + 0,1697 \varepsilon_{t-2}^2 -$ (0,0000) (0,7097) (0,0000)			
		$-0,1869(\text{ibov} - \text{poup}) + 11,1833 \Delta \text{preadm}^{*e} +$ (0,0019) (0,0000)			
		$+3,7595 \Delta \text{prodind}^{*e}$ (0,0218)			
		Persistência = 0,1825			

Fonte: Elaborada pelo autor

Nota: ^a Modelos GARCH estimados via ARCH, com distribuição de erros normal, utilizando-se o coeficiente de covariância de Bollerslev-Wooldridge robusto à heterocedasticidade dos resíduos. / * Valores não significativos ao nível de significância de 10%.

A persistência em modelos GARCH se manifesta por meio da presença de uma raiz aproximadamente unitária no polinômio autorregressivo, ou seja, $\alpha_1 + \dots + \alpha_p + \beta_1 + \dots + \beta_q = 1$. Bollerslev (1986) se refere a essa classe de modelos como Integrados em variância ou IGARCH. Uma possível explicação para o comportamento empírico IGARCH é fornecida pela difusão de aproximações de Nelson (1990b *apud* BOLLERSLEV, CHOU; KRONER, 1992). No limite da difusão para o modelo GARCH (1, 1), a soma $\alpha_1 + \beta_1$ converge para um à medida que se diminui a frequência de amostragem.

Nesse sentido, a periodicidade semanal dos dados desse trabalho pode ter contribuído para a ocorrência de modelos integrados em variância, os quais foram substituídos por especificações GARCH não integradas, obedecendo à ordem de classificação do BIC.

Corroborando com evidências empíricas, a especificação GARCH (1,1) predomina entre os modelos ajustados à volatilidade das séries de retornos dos índices setoriais. O fator associado ao prêmio de risco do mercado se mostra significativo nos modelos de volatilidade dos índices ICON, UTIL e INDX, sempre com sinal negativo, indicando que, se o mercado apresenta perdas, isso contribui para o aumento do risco de investimento nestes índices. Por outro lado, quando o mercado encerra o dia de negociações com ganhos, a volatilidade deles diminui.

Nos modelos de volatilidade selecionados para as séries do IMAT e do IMOB, não aparece nenhum dos candidatos a fatores econômicos. O fator associado às expectativas para os preços administrados mostra-se significativo para explicar a volatilidade do IEE e do índice UTIL, no entanto, com sinais positivos, quando se esperava uma correlação negativa. Não se vê, *a priori*, uma explicação econômica plausível para essa situação, a não ser que expectativas de aumento nesses preços, por exemplo, reflitam o anseio das empresas envolvidas e um cenário de incertezas nesses setores.

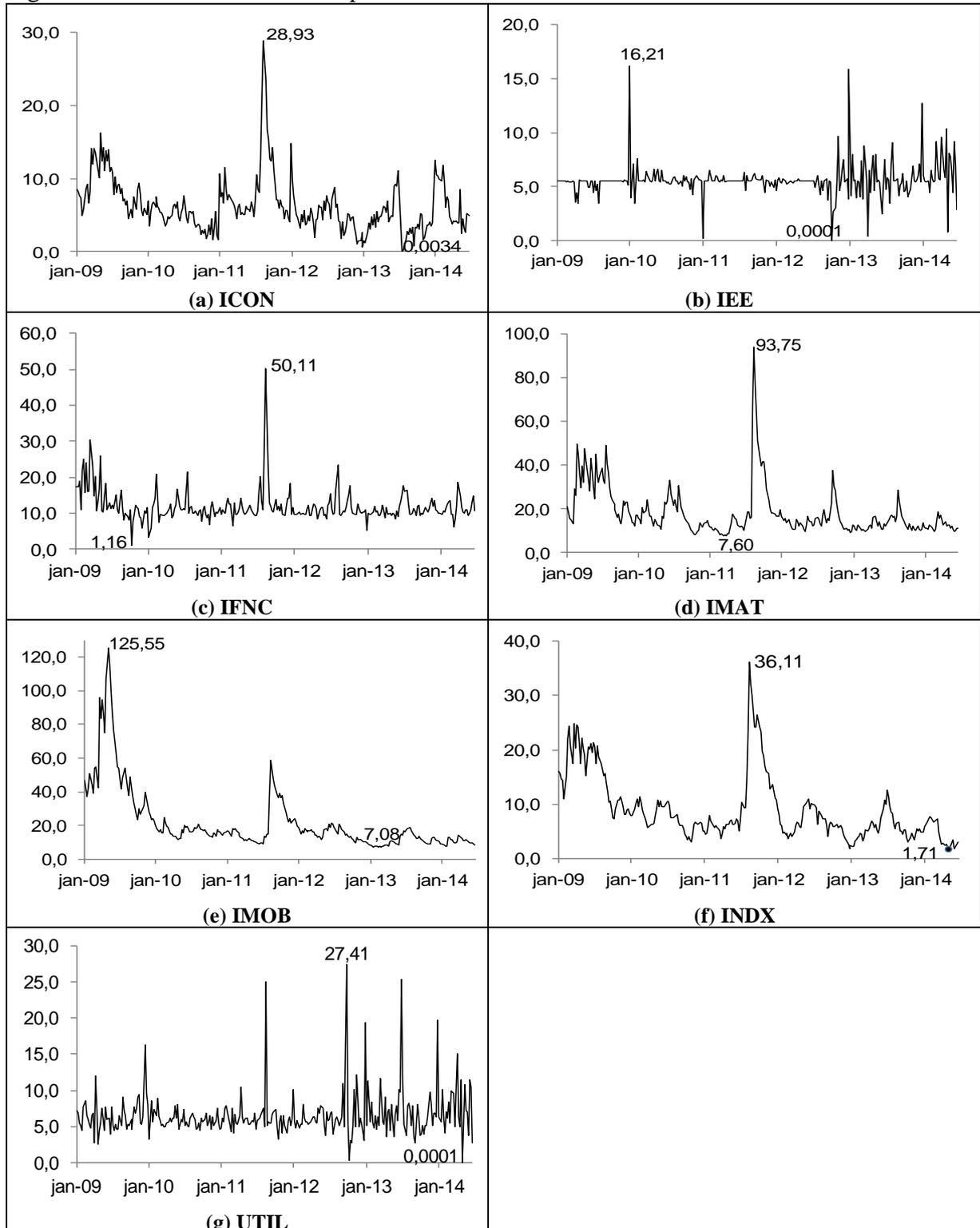
Quadro 3 – Resumo das relações entre as variáveis de expectativa e os índices setoriais, nos modelos de volatilidade

Variável Explicativa	Índice (sinal)
cont_corr ^{te}	IFNC (-)
$\Delta igpm^{te}$	IEE (+)
Δipc^{te}	ICON (-)
$\Delta preadm^{te}$	IEE (+), UTIL (+)
$\Delta prodind^{te}$	UTIL (+)
cambio ^{te}	ICON (-)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Na Figura 3, são apresentados os gráficos da variância estimada para as séries de retornos dos índices por meio dos modelos selecionados. Nos gráficos estão destacados os valores máximo e mínimo das séries estimadas.

Figura 3 – Volatilidade estimada para as séries de retornos dos índices setoriais^a



Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: ^a Valores indicados nos gráficos se referem aos pontos de mínimo e de máximo.

Com base nos gráficos apresentados na Figura 3, constatam-se padrões diferenciados de volatilidade, o que justifica o estudo segmentado do mercado de ações brasileiro. Não obstante essa heterogeneidade, verificam-se alguns índices com certa similaridade, é o caso, por exemplo, do IEE com o UTIL, que, a partir de meados do ano de 2012, denunciam um maior nível de risco.

Esse comportamento mais volátil decorre, em parte, do agravamento da escassez de chuvas no período, que tem pressionado os custos de geração de energia, e, também, do controle dos preços administrados visando a contenção da inflação. A conjugação desses fatores tem agravado o quadro de incertezas nos setores abrangidos por esses índices, em especial, no setor de energia elétrica⁸.

Uma parcela considerável da semelhança entre os resultados obtidos para esses índices pode ser explicada mediante análise comparativa entre as duas carteiras teóricas vigentes no primeiro quadrimestre de 2015, quando os papéis pertencentes ao portfólio do IEE respondem por, aproximadamente, 84,1% da carteira do UTIL.

Chama a atenção a coincidência do ponto de máxima volatilidade observado para quatro (ICON, IFNC, IMAT e INDX) dos sete índices, no mês de agosto de 2011. Nesse período, os gráficos do IMOB e do UTIL também registram um pico e, somente, o IEE aparenta uma certa imunidade aos fatores desencadeadores dessa instabilidade.

Segundo notícias⁹ da época, vivia-se um momento de aperto monetário e, principalmente, de aversão ao risco decorrente da conjuntura internacional, com forte impacto sobre os setores exportadores de commodities. Na primeira semana daquele mês, o Ibovespa registrou a maior queda diária (5,72%) desde novembro de 2008, segundo dados de cotação extraídos do site da BM&FBOVESPA.

⁸ De acordo com BCB (2014), entre jan. 2008 e mar. 2014, os preços administrados cresceram 25,6%, enquanto os preços livres aumentaram 49,3% e o IPCA total, 42,7%. Já os preços do setor de energia elétrica sofreram uma redução de 2,0% no período.

⁹ IDOETA, P. A. Perda acumulada na Bovespa em 2011 supera a de bolsas internacionais. **BBC Brasil**, São Paulo, 5 ago 2011. Disponível em: <http://www.bbc.co.uk/portuguese/noticias/2011/08/110805_bolsas_brasil_queda_pai.shtml>. Acesso em 25 fev. 2015.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Não se pretende estabelecer relações determinísticas entre as expectativas de curto prazo para variáveis macroeconômicas e o desempenho dos índices setoriais, mas, tão somente, lançar uma luz sobre assuntos até então pouco explorados no Brasil, contribuindo, dessa maneira, para a difusão do uso de variáveis desse tipo e dos índices setoriais em aplicações de finanças empíricas.

Demonstra-se que o estudo do comportamento dos índices setoriais pode fornecer alguns *insights* sobre a conjuntura econômica do país, pois refletem o lado real da economia. Ademais, ratificando a hipótese desta pesquisa, há indícios de que os índices setoriais reagem de forma significativa a distintas variáveis relacionadas com as expectativas macroeconômicas, justificando o estudo segmentado do mercado de ações brasileiro.

No tocante aos modelos multifatoriais para o valor esperado de cada uma das séries de retornos dos índices, observa-se a significância de pelo menos um fator de expectativa macroeconômica, à exceção do índice INDX, bem como a validade dos estimadores em conjunto com base no teste F de significância global.

Destaque para o modelo ajustado à série do IFNC, que inclui um fator ligado à inflação (expectativas quanto ao IPCA) estatisticamente maior que zero, o que vai ao encontro das evidências empíricas. Dessa forma, incrementos na expectativa do IPCA, ao fim do ano seguinte, repercutem, em média, em maiores retornos das ações de instituições financeiras.

Para além da vantagem da tempestividade das informações, os resultados sugerem que modelos multifatoriais com a inclusão de fontes de risco inerentes às expectativas do mercado para variáveis macroeconômicas geram, em média, ganhos no poder preditivo dos modelos de valor esperado dos índices setoriais brasileiros, o que se evidencia com a redução média de 3,2% do EQM das previsões de retorno para os últimos doze meses da amostra.

No que se refere ao risco, a especificação GARCH (1, 1) predomina entre os modelos de volatilidade das séries dos índices setoriais. O prêmio de risco do mercado se mostra significativo nos modelos de volatilidade dos índices ICON, UTIL e INDX, sempre com sinal negativo, indicando que, se o mercado apresenta perdas, isso implica em aumento do risco de investimento nestes índices.

Apenas os modelos de volatilidade selecionados para as séries do IMAT e do IMOB não incluem nenhum dos fatores potenciais propostos neste estudo.

O fator associado às expectativas para os preços administrados se mostra significativo para explicar a volatilidade dos índices IEE e UTIL. No entanto, com sinais positivos, quando se esperava uma correlação negativa. Uma possível explicação para essa situação é que expectativas de aumento nesses preços, enquanto não concretizadas, estejam associadas a um quadro de incerteza maior nesses setores.

Assim, como o “mercado” não sabe, ao certo, quando tais reajustes serão implementados, defasagens nos preços ora praticados afugentam investidores dos papéis correlatos. Acrescente-se a isso o fato de que os preços administrados sofreram reajustes, no período de 2008 a 2014, inferiores à inflação dos preços livres, o que pode explicar parte da instabilidade por que passam o IEE e o UTIL, nos últimos anos do período amostral.

Constituem algumas limitações dessa pesquisa: a escassez de estudos acerca dos índices setoriais brasileiros, bem como, de artigos abordando as influências das expectativas divulgadas pelo BCB sobre ativos financeiros; e, quanto à base de dados, a pequena variabilidade das expectativas para algumas variáveis e a presença de *outliers*, principalmente na série relacionada com o saldo da balança comercial.

Espera-se que este trabalho motive o surgimento de novas pesquisas que repercutam o impacto de expectativas macroeconômicas, sejam elas as divulgadas no Boletim Focus ou não, sobre o comportamento de ativos financeiros do país. Estudos nessa linha podem subsidiar os investidores a tomarem decisões com base na antecipação de tendências e considerando as informações disponíveis, inclusive, aquelas relacionadas com a conjuntura econômica projetada para o curto prazo.

REFERÊNCIAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Preços administrados**: com informações até março de 2014. Brasília, 2014a. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ%205-Pre%C3%A7os%20Administrados.pdf>>. Acesso em: 27 fev. 2015.
- _____. **Sistema de expectativas de mercado**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>>. Acesso em: 11 dez. 2014b.
- BLACK, F.; SCHOLES, M. The pricing of options and corporate liabilities. **Journal of Political Economy**, v. 81, p. 637–654, 1973.
- BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. Tradução: Luciana do Amaral Teixeira. 5. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2011.
- BM&FBOVESPA. **Histórico de adequações metodológicas dos índices...** São Paulo, 2014a. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/indices/download/Historico-das-Adequacoes-Metodologicas-dos-Indices-da-BMFBOVESPA-Julho-2014.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2015.
- _____. **Manual de definições e procedimentos dos índices da BM&FBOVESPA**. São Paulo, 2014b. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/indices/download/Manual-de-procedimentos-pt-br.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2015.
- _____. Índices. **Índices Setoriais**. 2015. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/indices/BuscarIndices.aspx?idioma=pt-br>>. Acesso em: 19 fev. 2015.
- BODIE, Zvi; KANE, Alex; MARCUS, Alan J. **Investimentos**. Tradução: Suely Sonoe Murai Cuccio. 8. ed. Porto Alegre: AMGH, 2010.
- BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.
- _____. CHOU, R. Y.; KRONER, K. F. ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence. **Journal of Econometrics**, v. 52, p. 5-59, 1992.
- BONOMO, Marco. (Org.) **Finanças Aplicadas ao Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2004.
- CHABALGOITY *et al.* Eficiência técnica, produtividade e liderança tecnológica na indústria bancária brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.17, n. 1, 2007.
- CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic Forces and the Stock Market. **The Journal of Business**, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.
- ENGLE, Robert F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, v. 50, p. 987–1.008, 1982.

_____, NG, Victor K.; ROTHSCILD, Michael. Asset pricing with a factor-ARCH covariance structure. **Journal of Econometrics**, v. 45, p. 213-237, 1990.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 47, p. 427-465, 1992.

GUJARATI, Damodar; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. Tradução: Denise Durante, Mônica Rosemberg e Maria Lúcia G.L. Rosa. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

JORION, P. **Value at Risk**: a nova fonte de referência para a gestão do risco financeiro. Tradução Thierry Barbe. São Paulo: BM&FBOVESPA - Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros, 2010.

MEDEIROS, Luiz G. C. **Análise quantitativa da volatilidade dos índices setoriais da bovespa através de modelos GARCH univariados**. 2012. Monografia (Graduação em Economia) - Faculdade de Ciências Econômicas, UFRGS, Porto Alegre, 2012. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/56103/000858395.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 25 fev. 2015.

RIGHI, M. B.; CERETTA, P. S.; SILVEIRA, V. G. Análise de desempenho financeiro setorial no mercado brasileiro. **Revista Estudos do CEPE**, n. 36, p. 252-272, jul./dez. 2012.

_____. Comovimentos entre Setores Econômicos Brasileiros: uma abordagem não linear. **Revista de Ciências da Administração**. v. 16, n. 38, p. 63-76, abr. 2014.

TSAY, R. S. **Analysis of Financial Time Series**. 2. ed. Hoboken: Wiley, 2005.